

المحددات الاقتصادية للإئتمان المصرفى فى ظل الأزمة

المالية العالمية

د. محمد وهدان

مدرس بقسم إدارة الأعمال
كلية التجارة - جامعة عين شمس

مستخلص

تهدف الدراسة إلى قياس تأثير المحددات الاقتصادية للإئتمان المصرفى فى ظل الأزمة المالية العالمية بالتطبيق على البنوك العاملة في جمهورية مصر العربية خلال الفترة من ١٩٩٢ إلى ٢٠١٢، وقد تم تحليل الإئتمان المصرفى بالجنيه المصرى والعملات الأجنبية ، وتمثلت المحددات محل الدراسة في الودائع ومعدلات التضخم ونمو الناتج المحلي وسعر الخصم.

وقد تم استخدام أسلوب تحليل الانحدار المتعدد Multiple Regression Technique للإئتمان المصرفى فى ظل الأزمة المالية العالمية تشمل معدلات التضخم والودائع وسعر الخصم.

الكلمات المفتاحية :

Egyptian Banks	البنوك المصرية
Banks Profitability	ربحية البنوك
Domestic Loans	القروض المحلية
Foreign Loans	القروض الأجنبية

أولاً: مقدمة

تسعى البنوك إلى تعظيم ربحيتها من خلال نشاطها الإقراضي، ولكنها في نفس الوقت إتحرص على المحافظة على درجة كافية من السيولة تكفل لها مقابلة الطلبات العادلة للمودعين في أي وقت، ومن هنا تتضح حساسية السياسة المالية في البنوك حيث تضع البنوك في اعتبارها دائماً أن يكون الجزء الأكبر من الودائع التي تلتزم بها تستحق الدفع عند الطلب. ومن الطبيعي أن تتأثر أوجه استخدام الموارد بعاملين السيولة والربحية، وان تحدد البنوك حجم وهيكل مواردها المالية وأوجه استخدام تلك الموارد ودرجة سيولتها ومعدل ربحيتها.

و يرتبط قرار الائتمان المصرفى الذي تتخذه السلطات الائتمانية بالعناصر الائتمانية الحاكمة لنشاط البنك بشكل عام، والنظام الائتماني بشكل خاص، بالبالت في الطلبات المقدمة من عملاء البنك إما بالقبول أو بالرفض، وي يتطلب كل قرار بمنع ائتمان إجراء موازنة بين العائد المتوقع والتكلفة والمخاطر المحتملة للائتمان المطلوب، في ضوء الخبرة السابقة للبنك، والظروف التي يمر بها نشاط العميل، وما هو متوقع أن يسود مستقبلاً.

ويعتمد الدور الذي تقوم به البنوك المصرية في الدرجة الأولى على كفاءة أداء هذه البنوك بمعنى قدرة البنك على تحقيق الربح، وهو هدف لا تشغى البنوك وحدها لتحقيقه، بل هدف أي منشأة أخرى، كما أن تحقيق هذا الهدف يساعد البنوك على القيام بوظائفها المختلفة (طويرش، ٢٠١٠). ومن هنا كانت أهمية تحليل رحية هذه البنوك.

ثانياً: طبيعة المشكلة

الجدول التالي يوضح تطور نشاط البنوك المصرية خلال الفترة من ١٩٩٢ حتى ٢٠١٢ بالمليون جنيه:

جدول (١): تطور نشاط البنوك المصرية خلال الفترة من ١٩٩٢ حتى ٢٠١٢

السنة	القروض بالجنيه المصري	القروض بالعملات الأجنبية	القروض
1992	58249	16174	28999
1993	67594	18523	31133
1994	79834	24078	37937
1995	106613	24800	49923
1996	128826	28227	64895
1997	152189	31817	82980
1998	172379	29115	105330
1999	204132	31261	131940
2000	226776	32107	150440
2001	241470	28941	164987
2002	266100	30892	185078
2003	284722	34885	199896
2004	296199	35430	205830
2005	308195	37242	205695
2006	324041	32642	214675
2007	353746	24188	239312
2008	401425	26652	258087
2009	429957	32880	267885
2010	465990	29812	287148
2011	474139	32688	284755
2012	506736	40417	304387

المصدر: البنك المركزي المصري، التقرير السنوي، أعداد متعددة.

إن تطور حجم الإئتمان المصرفي يمثل ظاهرة تستحق الدراسة، خاصة

في ظل الأزمة المالية العالمية، وتمثل أسئلة البحث فيما يلى:

هل هناك تأثير معنوى للودائع على حجم الإئتمان الذى تمنحه البنوك

المصرية؟ وهل يختلف التأثير فيما بين الإئتمان بالجنيه المصرى مقارنة به
بالي العملات الأجنبية؟

هل هناك تأثير معنوى لسعر الخصم على حجم الإئتمان الذى تمنحه

البنوك المصرية؟ وهل يختلف التأثير فيما بين الإئتمان بالجنيه المصرى مقارنة به
بالي العملات الأجنبية؟

هل هناك تأثير معنوى لمعدل نمو الناتج المحلى الإجمالى على حجم

الإئتمان الذى تمنحه البنوك المصرية؟ وهل يختلف التأثير فيما بين الإئتمان
بالي جنيه المصرى مقارنة به بالي العملات الأجنبية؟

هل هناك تأثير معنوى لمعدل التضخم على حجم الإئتمان الذى تمنحه

البنوك المصرية؟ وهل يختلف التأثير فيما بين الإئتمان بالجنيه المصرى مقارنة به
بالي العملات الأجنبية؟

ثالثاً: الدراسات السابقة

اهتمت دراسة (خليل، ٢٠٠٠) بتحليل ربحية البنوك، حيث وجد أنها

تأثر تأثراً جوهرياً بكل من حجم الديون المتعثرة، ونسبة الديون المتعثرة، ونسبة
مخصص خسائر القروض. وتتناولت الدراسة البنك الأهلي المصرى، وبنك مصر،

وبنك القاهرة خلال الفترة من ١٩٨٥ حتى ١٩٩٦.

وقام (2011) Guo & Stepanyan بتحليل التغيرات في حجم الإئتمان

المصرفي باستخدام تحليل السلسل الزمنية والتحليل القطاعي للبيانات وبالتطبيق
على عينة من الأسواق الناشئة. وتوصلت الدراسة على أن التغيرات في حجم

الإئتمان ترجع إلى كل من الناتج المحلى الإجمالى والإستثمارات الأجنبية ومعدل
النموا الاقتصادي ومعدل التضخم، بينما أشارت دراسة (Barajas et al 2010)

(٢٠١٠) إلى أن التغيرات في نمو حجم الإئتمان المصرفي تتأثر بنوعية القرض،
وذلك بالتطبيق على بنوك الشرق الأوسط وشمال أفريقيا

أشارت دراسة Takáts (٢٠١٠) إلى جوهرية تأثير عرض الإنتمان على التباطؤ في الإقراض عبر الحدود إلى الأسواق الناشئة خلال الأزمة المالية العالمية المعاصرة. وقد أشارت دراسة Franken (2010) إلى أن طفرة ما قبل الأزمة والتباطؤ في الدول الشريكة كانت من المحددات الرئيسية لنمو الإنتمان خلال الأزمة. كما أشارت دراسة Bakker & Gulde (2010) أن هناك عوامل خارجية تمثل السبب الرئيسي لازدهار الإنتمان بالأنظمة المصرفية للأعضاء الجدد في الاتحاد الأوروبي.

أما دراسة Kamil & Rai (2010) فقد أوضحت أن مصادر التمويل سواء كانت خارجية أو داخلية كان لها دور كبير أثناء الأزمة المالية العالمية المعاصرة، وذلك فيما يختص بنمو الإنتمان، هلى مستوى الدول التي تعتمد أكثر على التمويل الخارجي التي تعاني أكثر من غيرها.

وقد اهتمت دراسة Guo & Stepanyan (2011) بتحليل مجموعة واسعة من اقتصادات الأسواق الناشئة خلال الفترة من ٢٠٠١ حتى ٢٠١٠، وتوصلت الدراسة باستخدام أسلوب السلسلة الزمنية والتحليل القطاعي للبيانات إلى أن البحوث التي تركز على مجموعة محددة من اقتصادات الأسواق الناشئة أو على فترات زمنية أقصر لا تميز بقدرة تفسيرية عالية. ومن ناحية أخرى فإن استخدام بيانات لسلسلة زمنية طويلة بالتطبيق على عدد كبير من البنوك يظهر أن التمويل المحلي والأجنبي يسهم بإيجابية على نمو الإنتمان. كما أشارت النتائج إلى أن النمو الاقتصادي القوي يؤدي إلى نمو الإنتمان، وارتفاع معدلات التضخم.

وهدفت دراسة Abdelkarim (2012) إلى تحديد العوامل الإدارية التي تحدد ربحية البنك في البنوك التجارية الأردنية المدرجة في بورصة عمان للأوراق المالية، باستثناء البنوك الإسلامية. وباستخدام عينة مكونة من ثلاثة عشر من البنوك الأردنية المدرجة في البورصة بعمان خلال الفترة من ٢٠٠٥ إلى ٢٠١١، وأوضحت النتائج أن نسبة التكلفة لها تأثير على الربحية، ومحفظة الإنتمان،

والسيولة، وكفاية رأس المال، بينما لم يتضح أى تأثير معنوى لحجم البنك على الربحية.

أما دراسة (2012) Funso ، فقد تناولت مدى تأثير مخاطر الائتمان على الأداء البنوك التجارية في نيجيريا خلال الفترة من (٢٠٠٠ - ٢٠١٠)، وأظهرت النتائج أن مخاطر الائتمان لها تأثير سلبي على معدل العائد على موجودات البنوك مما يستوجب ضرورة أن تعزز البنوك من قدراتها في تحليل الائتمان وإدارة القروض.

وتهدف دراسة (2013) Bilal إلى التعرف على تأثير العوامل المحددة لللاقتصاد الكلى للبنك على ربحية البنوك التجارية في باكستان خلال الفترة من عام ٢٠٠٧ إلى عام ٢٠١١ . وقد تم استخدام العائد على الأصول، ومعدل العائد على حقوق المساهمين كمتغير تابع. وتشير النتائج إلى كل من معدل العائد على الأصول ومعدل العائد على حقوق المساهمين يتأثر تأثراً إيجابياً بكل من حجم البنك، وصافي هامش الفائدة، ومعدل نمو الودائع، ويتأثر سلبياً بكل حجم القروض المتغيرة ومعدل التضخم.

وتتميز الدراسة الحالية عن الدراسات السابقة من النواحي التالية:

- اهتمت الدراسات السابقة بحجم الائتمان المصرفى بوجه عام، بينما تهتم هذه الدراسة بإجمالى حجم القروض، إلى جانب القروض المنوحة بالعملة المحلية والقروض المنوحة بالعملات الأجنبية فى ظل الأزمة المالية العالمية.
- بعض الدراسات إهتمت بقياس تأثير بعض المتغيرات الاقتصادية الكلية على بحجم الائتمان المصرفى ، بينما تهتم الدراسة الحالية بتحليل تأثير كل من حجم الودائع وسعر الخصم ومعدل نمو الناتج المحلى الإجمالي ومعدل التضخم على حجم الائتمان المصرفى فى ظل الأزمة المالية العالمية.

رابعاً : فروض البحث

يقوم البحث على اختبار مدى صحة الفروض التالية :

- ١- لا يوجد تأثير معنوي لحجم الودائع على حجم الإئتمان المقدم من البنوك المصرية في ظل الأزمة المالية العالمية.
- ٢- لا يوجد تأثير معنوي لمعدل التضخم على حجم الإئتمان المقدم من البنوك المصرية في ظل الأزمة المالية العالمية.
- ٣- لا يوجد تأثير معنوي لمعدل الناتج القومي المحلي الإجمالي على حجم الإئتمان المقدم من البنوك المصرية في ظل الأزمة المالية العالمية.
- ٤- لا يوجد تأثير معنوي لسعر الخصم على حجم الإئتمان المقدم من البنوك المصرية في ظل الأزمة المالية العالمية.

خامساً: أهداف البحث وأهميته

يهدف البحث إلى التحقق من مدى صحة فرضيات البحث، وتحديد محددات حجم الإئتمان المصرفى في ظل الأزمة المالية العالمية. وترجع أهمية البحث إلى أنه على الرغم من أن هناك مخاوف من الإفراط في تقديم القروض بالبنوك المصرية، مما يدفع إلى التفكير في تجنب الإفراط في تقديم مثل هذه القروض، إلا أن هذه المخاوف لا تمنع على الإطلاق من توفير التمويل المصرفى اللازم للأنشطة التجارية في ضوء القواعد المصرفية. كما أن التقدير الدقيق للقروض المصرفية له أهمية كبيرة للمصرفين عند قيامهم بخطيط مصادر أموال البنك واستخداماته.

سادساً : متغيرات البحث

الجدول التالي توضح المتغيرات المستخدمة في البحث ورموزها وطريقة حسابها:

جدول رقم (٢) : المتغيرات التابعة

طريقة حسابه	رمزه	المتغير
اجمالي حجم الإنتمان بالمليون جنيه	Y1	اجمالي حجم الإنتمان
حجم الإنتمان المحلي بالمليون جنيه	Y2	حجم الإنتمان المحلي
حجم الإنتمان الأجنبي بالمليون جنيه	Y3	حجم الإنتمان الأجنبي

جدول رقم (٣) : المتغيرات المستقلة

طريقة حسابه	رمزه	المتغير
حجم الودائع (بالمليون جنيه)	X1	حجم الودائع
المعلن من البنك المركزي المصري	X2	معدل التضخم
المعلن من البنك المركزي المصري	X3	معدل الناتج المحلي الإجمالي
المعلن من البنك المركزي المصري	X4	سعر الخصم

سابعاً : اختبار فروض البحث

يتناول الباحث في هذا الجزء اختبار الفروض العدمية الأربع الرئيسية محل الدراسة، وذلك باستخدام عينة من المشاهدات السنوية للمتغيرات التابعه والمتغيرات المستقلة، والتي تمثل مجموعة من السلسل الرزمية الممتدة من عام (١٩٩٢) وحتى عام (٢٠١٢)، ثم عرض نتائج تلك الاختبارات وذلك على النحو التالي:

استخدم الباحث عدة نماذج إحصائية للتحقق من صحة أو عدم صحة

الفروض العدمية محل الدراسة وهي:

- نماذج الانحدار المتعدد وكان الهدف منها تقدير المعالم الإحصائية المطلوبة لحساب القيم التنبؤية للمتغير التابع.
- نماذج الانحدار التدرجى وكان الهدف من استخدامها تحديد المتغيرات المستقلة المؤثرة تأثيراً جوهرياً على المتغير التابع، والتي يسمح لها بدخول نموذج الانحدار ومن رفض الفروض العدمية الخاصة بها، وكذلك تحديد المتغيرات المستقلة المستبعدة (غير الجوهرية)، التي لم يسمح لها بدخول نموذج الانحدار ومن ثم قبول الفروض العدمية الخاصة بها.

• نماذج الانحدار الصورى وكان الهدف من استخدامها دراسة تأثير الأزمة المالية التى حدثت فى بداية عام (٢٠٠٧) على كل من مقاطع وميول نماذج الانحدار الخطى المستخدمة.

وفيما يتعلق بالمتغير التابع Y1، بدأ الباحث بفحص علاقات الارتباط

البسطة بين كل متغير تابع والمتغيرات المستقلة الأربع الرئيسية، بغرض إجراء استطلاع مبدئى لنتائج اختبارات الفروض، وذلك من خلال التعرف على مدى قوة أو ضعف العلاقة بين كل زوج من أزواج المتغيرات محل الدراسة وكذلك إتجاه العلاقة (طردى أم عكسى)، ثم فحص جوهريه تلك العلاقات، وكانت النتائج كما هو موضح في الجدول التالي رقم (٤) :

جدول(٤): علاقات الارتباط بين المتغير Y1 والمتغيرات التفسيرية X1, X2, X3, X4

X4

Correlations

		Y1	X1	X2	X3	X4
Y1	Pearson Correlation	1	.974**	-.190	.126	-.872**
	Sig. (2-tailed)		.000	.409	.586	.000
	N	21	21	21	21	21
X1	Pearson Correlation	.974**	1	-.111	.066	-.775**
	Sig. (2-tailed)	.000		.633	.778	.000
	N	21	21	21	21	21
X2	Pearson Correlation	-.190	-.111	1	-.466*	.311
	Sig. (2-tailed)	.409	.633		.033	.170
	N	21	21	21	21	21
X3	Pearson Correlation	.126	.066	-.466*	1	-.361
	Sig. (2-tailed)	.586	.778	.033		.108
	N	21	21	21	21	21
X4	Pearson Correlation	-.872**	-.775**	.311	-.361	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.170	.108	
	N	21	21	21	21	21

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

ويتضح من النتائج الواردة بالجدول السابق ما يلى:

١) توجد علاقة ارتباط طردية قوية بين كل من (Y1, X1) حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين (٠,٩٧٤) وقد ثبتت معنويتها عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لمعامل الارتباط تساوى (٠,٠٠٠)، وهي تقل عن مستوى المعنوية المذكور (٠,٠١).

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض العدم الأول H01 القائل بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y1, X1) وقبول الفرض البديل الأول H11، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوية (٠,٠١)

٢) توجد علاقة ارتباط عكسية قوية بين كل من (Y1, X4) ، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين (-٠,٨٧٢) وقد ثبتت معنويتها عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لمعامل الارتباط تساوى (٠,٠٠٠)، وهي تقل عن مستوى المعنوية المذكور (٠,٠١).

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض العدم الرابع H04 القائل بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y1, X4) وقبول الفرض البديل الأول H14، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوية (٠,٠١)

٣) لا توجد علاقات ارتباط معنوية بين كل من المتغيرين (Y1, X2) ، وبين كل من المتغيرين (Y1, X3) حيث تقل قيم معاملات الارتباط الخاصة بها عن (٠,٥) مما يشير إلى ضعف العلاقة كم أنه لم تثبت معنوية تلك المعاملات عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لها تزيد عن مستوى المعنوية المذكور (٠,٠١).

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول الفرض العدمية الثانية والثالثة القائلة بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y1, X2) وبين كل من (Y1, X3) ورفض الفرض البديلة الثانية والثالثة، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوية (٠,٠١)

أما عن نتائج اختبارات فروض الدراسة باستخدام نماذج الانحدار المتعدد، فقد أشارت باستخدام البرنامج الجاهز SPSS إلى أن النموذج المقدر يأخذ الشكل التالي:

$$Y_1 = 307446.3 + 0.342 X_1 - 50323.5 X_2 - 449718 X_3 - 1477713 X_4$$

t	(6.492)	(14.111)	(-1.030)	(-1.392)
Sig.	(0.000)	(0.000)	(0.318)	(0.183)
n	= 21	R ² = 0.985	F = 267.802	Sig. = 0.000

يتضح من النتائج، ما يلى:

- ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار (F) ، وذلك عند مستوى معنوية (%) ١) حيث بلغت المعنوية المقابلة لها (Sig. = 0.000) وهى تقل عن مستوى المعنوية (α = 0.01) ، كما وصلت قيمة معامل التحديد للنموذج إلى (٠.٩٨٥) تقريبا ، ويشير ذلك إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج ؛ لأن النموذج يشرح ٩٨,٥% من التغير في إجمالي القروض والخصومات (Y₁) ، والباقي يرجع لعوامل أخرى.
- ثبوت معنوية ثلاثة من المعاملات المقدرة وإنفائها من حيث القيمة والإشارة مع توقعات النظرية الاقتصادية ؛ حيث يتضح من فحص قيم إحصاء (t) للمعلمات المقدرة لكل من (المقطع ، معامل المتغير X₁ ، ومعامل المتغير X₄) وفحص المعنوية المقابلة لكل منها (Sig.). نجد أنها تقل عن مستوى المعنوية (α = 0.01) ، ويشير ذلك إلى ثبوت معنوية تلك المعاملات المقدرة عند مستوى المعنوية المحدد . وقد بلغت قيمة المعامل التفاضلي الجزئي الأول لإجمالي الودائع المشار إليها ب X₁ (٠,٣٤٢) ، ويعنى ذلك أن زيادة إجمالي الودائع بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه زيادة في إجمالي القروض والخصومات قدرها (٠,٣٤٢) وحدة في المتوسط. وبلغت قيمة المعامل التفاضلي الجزئي الأول لمعدل الخصم المشار إليها ب X₄ (- ١٤٧٧٧١٣) ، ويعنى ذلك أن زيادة معدل الخصم بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه إنخفاض في إجمالي القروض والخصومات قدرها (١٤٧٧٧١٣) وحدة في المتوسط.

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرضي العدم الأول H01 ، والرابع H04 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X4 ، X1) على (Y1) وقبول الفرضين البديلين المقابلين H11، H14 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X4 ، X1) على (Y1) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

- عدم ثبوت معنوية أثنين من المعاملات المقدرة (معامل X2 ، ومعامل X3) حيث يتضح من فحص المعنوية المقابلة لقيم إحصاء (t) لتلك المعلمات أنها تزيد عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.01$) ، ويشير ذلك إلى عدم ثبوت معنوية تلك المعاملات عند مستوى المعنوية المحدد .

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول فرضي العدم الثاني H02 ، والثالث H03 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X3 ، X2) على (Y1) ورفض الفرضين البديلين الم مقابلين H12، H13 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X3 ، X2) على (Y1) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

أما عن نتائج اختبارات فروض الدراسة باستخدام نماذج الانحدار

التدريجي، فيمكن تحديد المتغيرات المستقلة الأكثر تأثيراً على المتغير التابع باستخدام نماذج الانحدار التدريجي، ويعرض الباحث فيما يلى نتائج المرحلة الثانية، والأخيرة للانحدار التدريجي، والتى تم الحصول عليها باستخدام البرنامج

الجاهز SPSS

المرحلة الثانية:

$$\begin{array}{l}
 Y_1 = 269891.9 + 0.350 X_1 - 1383091 X_4 \\
 t \quad (7.699) \quad (15.428) \\
 \text{Sig.} \quad (0.000) \quad (0.000) \\
 n = 21 \quad R^2 = 0.983 \quad F = 526.569 \quad \text{Sig.} = 0.000
 \end{array}$$

يتضح من النتائج، ما يلى:

- ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار (F) ، وذلك عند مستوى معنوية (1%) حيث بلغت المعنوية المقابلة لها (Sig. = 0.000) وهى تقل عن مستوى

المعنوية ($\alpha = 0.05$) ، كما وصلت قيمة معامل التحديد للنموذج إلى (٠.٩٨٣) تقريبا ، ويشير ذلك إلى ارتفاع القراءة التفسيرية للنموذج ؛ لأن النموذج يشرح ٩٨,٣% من التغير في إجمالي القروض والخصومات (Y1)، والباقي يرجع لعوامل أخرى.

• ثبوت معنوية المعاملات المقدرة وإتفاقها من حيث القيمة والإشارة مع توقعات النظرية الاقتصادية ؛ حيث يتضح من فحص قيم إحصاء (t) للمعلمات المقدرة لكل من (المقطع ، معامل المتغير X1 ، ومعامل المتغير X4) وفحص المعنوية المقابلة لكل منها (Sig.). نجد أنها تساوى صفرأ، ومن ثم تقل عن مستوى المعنوية (٠.٠١) ، ويشير ذلك إلى ثبوت معنوية تلك المعاملات المقدرة عند مستوى المعنوية المحدد . وقد بلغت قيمة المعامل المقدر لإجمالي الودائع المشار إليها بـ X1 (٠,٣٥) ، ويعنى ذلك أن زيادة إجمالي الودائع بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه زيادة في إجمالي القروض والخصومات قدرها (٠,٣٥) وحدة في المتوسط. ويبلغت قيمة المعامل المقدر لمعدل الخصم المشار إليها بـ X4 (١٣٨٣٠٩١) ، ويعنى ذلك أن زيادة معدل الخصم بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه إنخفاض في إجمالي القروض والخصومات قدرها (١٣٨٣٠٩١) وحدة في المتوسط.

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرضي عدم الأول H01 ، والرابع H04 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X4 ، X1) على (Y1) وقبول الفرضين البديلين المقابلين H11، H14 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X4 ، X1) على (Y1) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠,٠١)

• لم يتمكن المتغيران (X2، X3) من دخول معادلة الانحدار التدرجى، ويشير ذلك إلى عدم وجود أى تأثير معنوى لأى من المتغيران على المتغير التابع . وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول فرضي عدم الثاني H02 ، والثالث H03 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X2 ، X3) على (Y1) ورفض الفرضين البديلين الم مقابلين H12، H13 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من

(X3 , X2) على (Y1) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

أما عن نتائج اختبارات تأثير الأزمة المالية، فيمكن بحث تأثير الأزمة المالية على نماذج الانحدار المقدرة (سواء على المقاطع أو الميول) باستخدام متغير صوري Dummy variable يعبر عن الأزمة، ويرمز له بالرمز (D) حيث: (D) تأخذ القيمة (١) صحيح في سنة وقوع الأزمة والسنوات التالية لها ، ويأخذ القيمة (صفر) فيما عدا ذلك، وببحث أثر الأزمة على نموذج الانحدار التدرجى أمكن الحصول على النتائج التالية:

$$Y1 = 253299.3 + 0.377 X1 - 1305020 X4 - 15203.5 D$$

t Sig.	(5.909) (0.000)	(8.369) (0.000)	(-5.075) (0.000)
n = 21	R ² = 0.984	F = 341.087	Sig. = 0.000

ويتبين من فحص النتائج السابقة عدم معنوية المعامل المقدر للمتغير الصوري عند مستوى المعنوية المحدد ($\alpha = 0.01$) \square مما يشير إلى عدم تأثير الأزمة المالية على Y1

وفيما يتعلق بالمتغير التابع Y2، يبدأ الباحث بفحص علاقات الارتباط البسيطة بين كل متغير تابع والمتغيرات المستقلة الأربع الرئيسية، بغرض الاستطلاع المبدئي لنتائج اختبارات الفروض، وذلك من خلال التعرف على مدى قوة أو ضعف العلاقة بين كل زوج من أزواج المتغيرات محل الدراسة وكذلك إتجاه العلاقة (طردي أم عكسي)، ثم فحص جوهريّة تلك العلاقات، وكانت النتائج كما هو موضح في الجدول التالي رقم (٥) :

جدول (٥): علاقات الارتباط بين المتغير Y2 والمتغيرات التفسيرية X1, X2, X3, X4

Correlations

	Y2	X1	X2	X3	X4
Y2 Pearson Correlation	1	.522*	.086	.051	-.760**
Sig. (2-tailed)		.015	.710	.825	.000
N	21	21	21	21	21
X1 Pearson Correlation	.522*	1	-.111	.066	-.775**
Sig. (2-tailed)	.015		.633	.778	.000
N	21	21	21	21	21
X2 Pearson Correlation	.086	-.111	1	-.466*	.311
Sig. (2-tailed)	.710	.633		.033	.170
N	21	21	21	21	21
X3 Pearson Correlation	.051	.066	-.466*	1	-.361
Sig. (2-tailed)	.825	.778	.033		.108
N	21	21	21	21	21
X4 Pearson Correlation	-.760**	-.775**	.311	-.361	1
Sig. (2-tailed)	.000	.000	.170	.108	
N	21	21	21	21	21

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

ويتضح من النتائج الواردة بالجدول السابق ما يلى:

(١) توجد علاقة ارتباط طردية متوسطة بين كل من (Y2, X1) حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين (٠.٥٢٢)، وقد ثبتت معنويتها عند مستوى معنوية (٠.٠٥)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لمعامل الارتباط تساوى (٠.٠٠٠)، وهي تقل عن مستوى المعنوية المذكور.

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض عدم الأول H_01 القائل بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y2, X1) وقبول الفرض البديل الأول H_11 خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوية (٠.٠٥).

(٢) توجد علاقة ارتباط عكسية قوية بين كل من (Y1, X4) ، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين (-٠.٧٦٠) وقد ثبتت معنويتها عند مستوى معنوية

(٠٠٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لمعامل الارتباط تساوى (٠,٠٠٠)، وهي تقل عن مستوى المعنوية المذكور.

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض عدم الارتباط H04 الفائق بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (X4, Y2) وقبول الفرض البديل الرابع H14، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢

(٣) لا توجد علاقات ارتباط معنوية بين كل من المتغيرين (Y2, X2) ، وبين كل من المتغيرين (Y2, X3) حيث تقل قيم معاملات الارتباط الخاصة بها عن ٠,٥ مما يشير إلى ضعف العلاقة كم أنه لم تثبت معنوية تلك المعاملات عند مستوى معنوية (٠,٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لها تزيد عن مستوى المعنوية المذكور (٠,٠١) .

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول الفروض العدمية الثاني والثالث والفاصلة بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y2, X2) وبين كل من (Y2, X3) ورفض الفروض البديلة الثاني والثالث، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوية (٠,٠١)

أما عن نتائج اختبارات فرضيات الدراسة باستخدام نماذج الانحدار المتعدد، فقد أشارت النتائج التي تم الحصول عليها باستخدام البرنامج الجاهز

SPSS إلى أن النموذج المقدر يأخذ الشكل التالي:

$$\begin{array}{l} Y2 = 63735.353 - 0.008 X1 + 19155.334 X2 - 79777.3 X3 - 245362 X4 \\ t \quad (7.968) \quad (-1.883) \quad (2.321) \quad (-1.462) \\ \text{Sig.} \quad (0.000) \quad (0.078) \quad (0.034) \quad (0.163) \\ n = 21 \quad R^2 = 0.759 \quad F = 12.614 \quad \text{Sig.} = 0.000 \end{array}$$

يتضح من النتائج، ما يلى:

- ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار (F) ، وذلك عند مستوى معنوية (%) ١ حيث بلغت المعنوية المقابلة لها (Sig. = 0.000) وهي تقل عن مستوى المعنوية (α = 0.01) ، كما وصلت قيمة معامل التحديد للنموذج إلى (٠,٧٥٩) تقريبا ، ويشير ذلك إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج ؛ لأن النموذج يشرح ٧٥,٩% من التغير في (Y2) ، والباقي يرجع لعوامل أخرى.

- ثبوت معنوية أثنين من المعاملات المقدرة وإتفاقها من حيث القيمة والإشارة مع توقعات النظرية الاقتصادية ؛ حيث يتضح من فحص قيم إحصاء (t) للمعلمات المقدرة لكل من (المقطع ، ومعامل المتغير $X4$ وفحص المعنوية المقابلة لكل منها $Sig.$). نجد أنها تقل عن مستوى المعنوية ($0.01 = \square$) ، ويشير ذلك إلى ثبوت معنوية تلك المعاملات المقدرة عند مستوى المعنوية المحدد . وقد بلغت قيمة المعامل التفاضلى الجزئى الأول لمعدل الخصم المشار إليها بـ $X4$ (-٢٤٥٣٦٢) ، ويعنى ذلك أن زيادة معدل الخصم بمقدار وحدة واحدة يتربّع عليه إنخفاض فى إجمالي القروض والخصومات قدرها (٢٤٥٣٦٢) وحدة فى المتوسط. وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض عدم الرابع $H04$ القائل بعدم وجود تأثير معنوى لـ $(X4)$ على $(Y2)$ وقبول الفرض البديل المقابل $H14$ القائل بوجود تأثير معنوى لـ $(X4)$ على $(Y2)$ خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)
- عدم ثبوت معنوية ثلاثة من المعاملات المقدرة (معامل $X1$ ، معامل $X2$ ، ومعامل $X3$) حيث يتضح من فحص المعنوية المقابلة لقيم إحصاء (t) لتلك المعلمات ($Sig.$). أنها تزيد عن مستوى المعنوية ($a = 0.01$) ، ويشير ذلك إلى عدم ثبوت معنوية تلك المعاملات عند مستوى المعنوية المحدد .
- وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول فرض عدم الأول $H01$ ، الثاني $H02$ ، والثالث $H03$ القائلة بعدم وجود تأثير معنوى لكل من ($X3$ ، $X2$ ، $X1$) على $(Y2)$ ورفض الفرض البديلة المقابلة $H11$ ، $H12$ ، $H13$ القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من ($X3$ ، $X2$ ، $X1$) على $(Y2)$ خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)
- أما عن نتائج اختبارات فرض الدراسة باستخدام نماذج الانحدار التدريجي، فيمكن تحديد المتغيرات المستقلة الأكثر تأثيراً على المتغير التابع $(Y2)$ باستخدام نماذج الانحدار التدريجي، ويعرض الباحث فيما يلى نتائج المرحلة الثانية، والأخيرة للانحدار التدريجي، والتي تم الحصول عليها باستخدام البرنامج الجاهز SPSS

المرحلة الثانية:

$$Y2 = 48111.268 - 171386 X4 + 20874.991 X2$$

t	(15.514)	(-6.341)
Sig.	(0.000)	(0.000)
n = 21	R2 = 0.693	F = 20.322 Sig. = 0.000

يتضح من النتائج، ما يلى:

- ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار (F) ، وذلك عند مستوى معنوية (1%) حيث بلغت المعنوية المقابلة لـ (Sig. = 0.000) (F) وهى تقل عن مستوى المعنوية المذكور ، كما وصلت قيمة معامل التحديد للنموذج إلى (٠.٦٩٣) تقريبا ، ويشير ذلك إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج ؛ لأن النموذج يشرح ٦٩.٣% من التغير في (Y2) والباقي يرجع لعوامل أخرى.
- ثبوت معنوية المعاملات المقدرة وإتفاقها من حيث القيمة والإشارة مع توقعات النظرية الاقتصادية ؛ حيث يتضح من فحص قيم إحصاء (t) للمعلمات المقدرة لكل من (المقطع ، معامل المتغير X4) (وفحص المعنوية المقابلة لكل منها (Sig.) نجد أنها تساوى صفرأ ، ومن ثم تقل عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.01$) ، ويشير ذلك إلى ثبوت معنوية تلك المعاملات المقدرة عند مستوى المعنوية المحدد . وقد بلغت قيمة المعامل المقدر لمعدل الخصم المشار إليه بـ X4 (-١٧١٣٨٦) ، ويعنى ذلك أن زيادة معدل الخصم بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه إخفاض في إجمالي القروض والخصومات قدرها (١٧١٣٨٦) وحدة في المتوسط.
- أما معامل المتغير (X2) فقد ثبتت معنويته عند مستوى معنوية ($\alpha = 0.05$) لأن قيمة (Sig. = 0.018) وهذه القيمة تقل عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.05$) ، في حين أنها تزيد عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.01$)

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرضي العدم الثاني H02 ، والرابع H04 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X2 , X4) على (Y2) ، وقبول الفرضين البديلين المقابلين H12 ، H14 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X2 , X4) على (Y1) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام

لم يتمكن المتغيران (X1، X3) من دخول معادلة الانحدار التدرجى، ويشير ذلك إلى عدم وجود أى تأثير معنوى لأى من المتغيران على المتغير التابع . وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول فرضى العدم الثانى H01 ، والثالث H03 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X1 ، X3) على (Y2) ورفض الفرضين البديلين المقابلين H11، H13 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X1 ، X3) على (Y2) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام

٢٠١٢

وفيما يتعلق بنتائج اختبارات تأثير الأزمة المالية، فقد اتضح أنه باستخدام المتغير الصورى (D) للتعبير عن الأزمة، حيث: (D) تأخذ القيمة (١) صحيح فى سنة وقوع الأزمة والسنوات التالية لها ، ويأخذ القيمة (صفر) فيما عدا ذلك، وبحث أثر الأزمة على نموذج الانحدار التدرجى لـ (Y2) أمكن الحصول على النتائج التالية:

$$\begin{array}{l} Y2 = 52799.912 - 200632 X4 + 17735.777 X2 - 3777.121 D \\ t \quad (14.363) \quad (-6.967) \quad (2.344) \\ \text{Sig.} \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.000) \\ n = 21 \quad R^2 = 0.753 \quad F = 17.282 \quad \text{Sig.} = 0.000 \end{array}$$

ويتبين من فحص النتائج السابقة عدم معنوية المعامل المقدر للمتغير الصورى عند مستوى المعنوية المحدد ($\alpha = 0.01$) مما يشير إلى عدم تأثير الأزمة المالية على Y2

وفيما يتعلق بالمتغير التابع Y3، بدأ الباحث بفحص علاقات الارتباط البسيطة بين كل متغير تابع والمتغيرات المستقلة الأربع الرئيسية، بغرض الاستطلاع المبدئي لنتائج اختبارات الفروض، وذلك من خلال التعرف على مدى قوة أو ضعف العلاقة بين كل زوج من أزواج المتغيرات محل الدراسة وكذلك إتجاه العلاقة (طردي أم عكسي)، ثم فحص جوهريه تلك العلاقات، وكانت النتائج كما هو موضح في الجدول التالي رقم (٦) :

جدول (٦): علاقات الارتباط بين المتغير Y_3 والمتغيرات التفسيرية X_1, X_2, X_3, X_4

Correlations

	Y_3	X_1	X_2	X_3	X_4	
Y_3	Pearson Correlation	1	.942**	-.245	.162	-.896**
	Sig. (2-tailed)		.000	.284	.483	.000
	N	21	21	21	21	21
X_1	Pearson Correlation	.942**	1	-.111	.066	-.775**
	Sig. (2-tailed)	.000		.633	.778	.000
	N	21	21	21	21	21
X_2	Pearson Correlation	-.245	-.111	1	-.466*	.311
	Sig. (2-tailed)	.284	.633		.033	.170
	N	21	21	21	21	21
X_3	Pearson Correlation	.162	.066	-.466*	1	-.361
	Sig. (2-tailed)	.483	.778	.033		.108
	N	21	21	21	21	21
X_4	Pearson Correlation	-.896**	-.775**	.311	-.361	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.170	.108	
	N	21	21	21	21	21

*. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

ويتضح من النتائج الواردة بالجدول السابق ما يلى:

(١) توجد علاقة ارتباط طردية قوية بين كل من (Y_3, X_1) حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين (.٩٤٢)، وقد ثبتت معنويتها عند مستوى معنوية (.٠٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لمعامل الارتباط تساوى (.٠٠٠٠٠)، وهي تقل عن مستوى المعنوية المذكور (.٠٠١).

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض عدم الأول H_01 القائل بعدم وجود تأثير معنوي بين كل من (Y_3, X_1) وقبول الفرض البديل الأول H_11 خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوية (.٠٠١).

(٢) توجد علاقة ارتباط عكسية قوية بين كل من (Y_3, X_4) ، حيث بلغت قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين (-.٨٩٦) وقد ثبتت معنويتها عند مستوى معنوية (.٠٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لمعامل الارتباط تساوى (.٠٠٠٠٠)، وهي تقل عن مستوى المعنوية المذكور (.٠٠١).

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرض عدم الرابع H04 القائل بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y3, X4) وقبول الفرض البديل الأول H14، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوى (٠٠٠١)

(٣) لا توجد علاقات ارتباط معنوية بين كل من المتغيرين (Y3, X2) ، وبين كل من المتغيرين (Y3, X3) حيث تقل قيمة معاملات الارتباط الخاصة بها عن (٠٠٥) مما يشير إلى ضعف العلاقة كم أنه لم تثبت معنوية تلك المعاملات عند مستوى معنوى (٠٠٠١)، وذلك لأن قيمة (Sig.) المقابلة لها تزيد عن مستوى المعنوية المذكور (٠٠٠١).

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول الفرض العدمية الثاني والثالث والقائلة بعدم وجود تأثير معنوى بين كل من (Y3, X2) وبين كل من (Y3, X3) ورفض الفرض البديلة الثانية والثالث، خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ ، وذلك عند مستوى معنوى (٠٠٠١)

أما عن نتائج اختبارات فروض الدراسة باستخدام نماذج الانحدار التدرجى، فقد أشارت النتائج التي تم الحصول عليها باستخدام البرنامج الجاهز SPSS وجد أن النموذج المقدر يأخذ الشكل التالي:

$$\begin{array}{l} Y3 = 258769.6 + 0.187 X1 - 70419.2 X2 - 383912 X3 - 1319291 X4 \\ t \quad (5.151) \quad (7.267) \quad (-1.358) \quad (-1.120) \\ \text{Sig.} \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.193) \quad (0.279) \\ n = 21 \quad R^2 = 0.962 \quad F = 100.299 \quad \text{Sig.} = 0.000 \end{array}$$

يتضح من النتائج، ما يلى:

- ثبوت معنوية النموذج ككل وفقا لاختبار (F) ، وذلك عند مستوى معنوى

(١) حيث بلغت المعنوية المقابلة لها (Sig. = 0.000) وهي تقل عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.01$) ، كما وصلت قيمة معامل التحديد للنموذج إلى (٠.٩٦٢) تقريبا ، ويشير ذلك إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج ؛ لأن النموذج يشرح ٩٨.٥% من التغير في (Y3) والباقي يرجع لعوامل أخرى.

• ثبوت معنوية ثلاثة من المعاملات المقدرة وإتفاقها من حيث القيمة والإشارة مع توقعات النظرية الاقتصادية ؛ حيث يتضح من فحص قيم إحصاء (t) للمعلمات المقدرة لكل من (المقطع ، معامل المتغير X_1 ، ومعامل المتغير X_4 وفحص المعنوية المقابلة لكل منها (Sig). نجد أنها تقل عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.01$) ، ويشير ذلك إلى ثبوت معنوية تلك المعاملات المقدرة عند مستوى المعنوية المحدد . وقد بلغت قيمة المعامل التفاضلي الجزئي الأول لإجمالي الودائع المشار إليها ب X_1 (٠.١٨٧) ، ويعنى ذلك أن زيادة إجمالي الودائع بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه زيادة في (Y_3) قدرها (٠.١٨٧)) وحدة في المتوسط. وبلغت قيمة المعامل التفاضلي الجزئي الأول لمعدل الخصم المشار إليها ب X_4 ١٣١٩٢٩١ ، ويعنى ذلك أن زيادة معدل الخصم بمقدار وحدة واحدة يتربّط عليه إنخفاض في (Y_3) قدرها ١٣١٩٢٩١ وحدة في المتوسط.

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرضي عدم الأول H_01 ، والرابع H_04 القائلان بعدم وجود تأثير معنوي لكل من (X_4 ، X_1) على (Y_3) وقبول الفرضين البديلين المقابلين H_{14} ، H_{11} القائلان بوجود تأثير معنوي لكل من (X_4 ، X_1) على (Y_3) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

• عدم ثبوت معنوية اثنين من المعاملات المقدرة (معامل X_2 ، ومعامل (X_3)) حيث يتضح من فحص المعنوية المقابلة لقيم إحصاء (t) لتلك المعلمات (Sig). أنها تزيد عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.01$) ، ويشير ذلك إلى عدم ثبوت معنوية تلك المعاملات عند مستوى المعنوية المحدد .

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول فرضي عدم الثاني H_02 ، والثالث H_03 القائلان بعدم وجود تأثير معنوي لكل من (X_2 ، X_3) على (Y_3) ورفض الفرضين البديلين الم مقابلين H_{12} ، H_{13} القائلان بوجود تأثير معنوي لكل من (X_2 ، X_3) على (Y_3) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

وأما عن اختبارات فروض الدراسة باستخدام نماذج الانحدار التدرجى، فقد يتضح أنه يمكن تحديد المتغيرات المستقلة الأكثر تأثيراً على (Y3) باستخدام نماذج الانحدار التدرجى، ويعرض الباحث فيما يلى نتائج المرحلة الثانية، والأخيرة للانحدار التدرجى، والتى تم الحصول عليها باستخدام البرنامج الجاهز SPSS المرحلة الثانية:

$$\begin{array}{l} Y3 = 232222.9 + 0.191 X1 - 1290770 X4 \\ t \quad (6.237) \quad (7.907) \\ \text{Sig.} \quad (0.000) \quad (0.000) \\ n = 21 \quad R^2 = 0.956 \quad F = 196.000 \quad \text{Sig.} = 0.000 \end{array}$$

يتضح من النتائج، ما يلى:

- ثبوت معنوية النموذج ككل وفقاً لاختبار (F)، وذلك عند مستوى معنوية (1%) حيث بلغت المعنوية المقابلة لها (Sig. = 0.000) وهى تقل عن مستوى المعنوية ($\alpha = 0.05$) ، كما وصلت قيمة معامل التحديد للنموذج إلى (0.٩٥٦) تقريباً ، ويشير ذلك إلى ارتفاع القدرة التفسيرية للنموذج ؛ لأن النموذج يشرح ٩٥.٦% من التغير في (Y3) والباقي يرجع لعوامل أخرى.
- ثبوت معنوية المعاملات المقدرة وإتفاقها من حيث القيمة والإشارة مع توقعات النظرية الاقتصادية ؛ حيث يتضح من فحص قيم إحصاء (t) للمعلمات المقدرة لكل من (المقطع ، معامل المتغير X1 ، ومعامل المتغير X4) وفحص المعنوية المقابلة لكل منها (Sig.). نجد أنها تساوى صفرًا، ومن ثم تقل عن مستوى المعنوية المحدد (0.01) ، ويشير ذلك إلى ثبوت معنوية تلك المعاملات المقدرة عند مستوى المعنوية المحدد . وقد بلغت قيمة المعامل المقدر لإجمالي الودائع المشار إليها ب X1 (0.١٩١) ، ويعنى ذلك أن زيادة إجمالي الودائع بمقدار وحدة واحدة يتربّ عليه زيادة في (Y3) قدرها (0.١٩١) وحدة في المتوسط. وبلغت قيمة المعامل المقدر لمعدل الخصم المشار إليها ب X4 (-1٢٩٠٧٧٠) ، ويعنى ذلك أن زيادة معدل الخصم بمقدار وحدة واحدة يتربّ عليه إنخفاض في (Y3) قدرها (-1٢٩٠٧٧٠) وحدة في المتوسط.

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن رفض فرضي العدم الأول H01 ، والرابع H04 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X4 ، X1) على (Y3) وقبول الفرضين البديلين المقابلين H11، H14 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X4 ، X1) على (Y3) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

- لم يتمكن المتغيران (X2، X3) من دخول معادلة الانحدار التدرجى، ويشير ذلك إلى عدم وجود أى تأثير معنوى لأى من المتغيران على المتغير التابع (Y3) .

وفي ضوء تلك النتيجة يمكن قبول فرضي العدم الثاني H02 ، والثالث H03 القائلان بعدم وجود تأثير معنوى لكل من (X3 ، X2) على (Y3) ورفض الفرضين البديلين الم مقابلين H12، H13 القائلان بوجود تأثير معنوى لكل من (X3 ، X2) على (Y3) خلال فترة الدراسة الممتدة من عام ١٩٩٢ ، وحتى عام ٢٠١٢ عند مستوى معنوية (٠.٠١)

و فيما يتعلق باختبارات تأثير الأزمة المالية، أشارت النتائج باستخدام المتغير الصورى (D) للتعبير عن الأزمة، حيث: (D) تأخذ القيمة (١) صحيح في سنة وقوع الأزمة والسنوات التالية لها ، ويأخذ القيمة (صفر) فيما عدا ذلك، ويبحث أثر الأزمة على نموذج الانحدار التدرجى لـ (Y3) أمكن الحصول على النتائج التالية:

$$\begin{array}{l}
 Y3 = 209469.0 + 0.227 X1 - 1183709 X4 - 20849.0 D \\
 t \quad (4.645) \quad (4.799) \quad (-4.375) \\
 \text{Sig.} \quad (0.000) \quad (0.000) \quad (0.000) \\
 n = 21 \quad R^2 = 0.958 \quad F = 129.615 \quad \text{Sig.} = 0.000
 \end{array}$$

ويتبين من فحص النتائج السابقة عدم معنوية المعامل المقدر للمتغير الصورى عند مستوى المعنوية المحدد ($\alpha = 0.01$) مما يشير إلى عدم تأثير الأزمة المالية على Y3

وبذلك تتلخص نتائج الدراسة وجود تأثير معنوى ذى دلالة احصائية لكل من الودائع ومعدل الخصم ومعدل التضخم على حجم الإنتمان المصرفى بينما لم يثبت تأثير معدل الناتج المحلي الإجمالي . وهذا يعني قبول فرض العدم بالنسبة للفرض الثالث، وقبول الفرض البديل بالنسبة للفروض الأول والثانى والرابع.

ثامناً: المراجع المستخدمة

المراجع العربية :

خليل، أحمد.(٢٠٠١) تحليل ودراسة أثر الديون المتعثرة على النتائج المالية للبنوك التجارية مع التطبيق على البنوك الوطنية. رسالة ماجستير غير منشورة؛ القاهرة: كلية التجارة - جامعة عين شمس.

طويرش، عبد الله (٢٠١٠) "العوامل المؤثرة على ربحية البنوك، دراسة تطبيقية على قطاع البنوك التجارية السعودية"، مجلة المحاسبة والإدارة والتأمين، العدد ٧٥ ، كلية التجارة ، مكتبة عين شمس.

المراجع الأجنبية :

Abdelkarim, M. (2013) " Impact of Managerial Factors on Commercial Bank Profitability: Empirical Evidence from Jordan," **International Journal of Academic** 3(3).

Bakker, Bas and Anne-Marie Gulde, 2010, "The Credit Boom in the EU New MemberStates: Bad Luck or Bad Policies?" **IMF Working Paper 10/130** (Washington: International Monetary Fund).

Barajas, A., Chami, R., Espinoza, R. & Hesse, H. (2010) "Recent Credit Stagnation in the MENA Region: What to Expect? What Can Be Done?" **IMF Working Paper 10/219** (Washington: International Monetary Fund).

- Bilal, M. (2013)"Influence of Bank Specific and Macroeconomic Factors on Profitability of Commercial Bank: A Case Study of Pakistan," **Journal of Finance and Accounting** 4(2).
- Funso, T. (2012) "Credit Risk and Commercial Banks Performance in Nigeria: A Panel Model Approach," **Australian Journal of Business and Management Research** 20 (2) 31-38.
- Guo, K.& Stepanyan, V. (2011) "Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies," **IMF Working Paper** 11/51.
- Kamil, H.& Rai, K. (2010) "The Global Credit Crunch and Foreign Banks' Lending to Emerging Markets: Why Did Latin America Fare Better?" **IMF Working Paper** 10/102 (Washington: International Monetary Fund).
- Soumadi, M. & Fathi, B. (2011) "Growth Strategy and Bank Profitability: Case of Housing Bank for Trade & Finance," **Europeans Scientific Journal**, Vol.8, No.22.
- Takáts, E. (2010) "Was it Credit Supply? Cross-border Bank Lending to Emerging Market Economies during the Financial Crisis," **BIS Quarterly Review** (Basel: Bank for International Settlements, June).