تأثير جائحة كورونا على فعالية السياسة النقدية في دولة الكويت

إعداد

د. راشد دخيل العنزي

أستاذ الاقتصاد المشارك بالهيئة العامة للتعليم التطبيقي والتدريب – كلية الدراسات التجارية دولة الكويت

د. عبد الله غازي العازمي

أستاذ الاقتصاد بالهيئة العامة للتعليم التطبيقي والتدريب – كلية الدراسات التجارية دولة الكويت

المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية

كلية التجارة – جامعة دمياط

المجلد الخامس - العدد الأول – الجزء الرابع - يناير ٢٠٢٤

التوثيق المقترح وفقاً لنظام APA:

العنزي، راشد دخيل؛ **العازمي**، عبد الله غازي (٢٠٢٤). تأثير جائحة كورونا على فعالية السياسة النقدية في دولة الكويت، **المجلة العلمية للدراسات والبحوث المالية والتجارية**، كلية التجارة، جامعة دمياط، ٤(٢)، ٣٩-٦٦.

رابط المجلة: https://cfdj.journals.ekb.eg/

تأثير جائحة كورونا على فعالية السياسة النقدية في دولة الكويت

د. راشد دخيل العنزي؛ د. عبد الله غازي العازمي

المقدمة:

هناك الكثير من الاقتصـــاديين المنتمين لمختلف المدارس الاقتصـــادية الذين قدموا العديد من الدراسـات النظرية والتطبيقية المتعلقة بفعالية السـياسـة النقدية، وذلك من أجل الوصـول إلى السـياسـات الاقتصـادية المناسـبة الأكثر فعالية في تحقيق معظم الأهداف الاقتصادية التي ترغب وتسعى المجتمعات الدولية للوصول إليها.

إن وباء (Covid-19) أو ما يســـمى بجائحة كورونا، لعبت دوراً كبيراً في غموض مدى تأثير ادوات السياسة النقدية، و من ثم تسببت في زيادة درجة عدم اليقين (Uncertainty) بشأن فعالية هذه الادوات في تحقيق أهدافها الاقتصادية المرجوة.

وعلى الرغم من اختلاف البيئات الاقتصادية والاجتماعية وديناميكية السياسة الاقتصـــادية الكلية في العالم الحقيقي من كونها متغيرة باســـتمرار، إلا أن حالة عدم اليقين التي خلقتها هذه الجائحة جعلت من اسـتخدام الادوات الاقتصـادية ذات ضـبابية أكثر بالنسبة لفعالية السياسة النقدية والتي اصبحت معاييرها متغيرة أيضاً.

تشير الاحصائيات الاقتصادية العالمية خلال الثلاث سنوات الماضية عن تدني سعر الفائدة على مستوى العالم، ثم اتت جائحة كورونا (COVID - 19) لتضيف إلى الاقتصـاد العالمي أزمة جديدة تسـمى حالة عدم اليقين مما نتوقع معه ضـعف أكثر لفعالية السياسة النقدية.

كما يمكن القول بأن الاغلاق الاقتصادي الشامل في دول العالم كنتيجة لانتشار الوباء لعب دوراً مهماً في جعل الاستثمار غير مرن بالنسبة للتغيرات في سعر الفائدة المنخفض جداً، مما كان له الأثر السلبي على مدى فعالية السياسة النقدية. وهذا يعني بأن منفذو السياسة النقدية قد يستخدمون أدوات اقتصادية لم تعد صالحة للعمل في ظل ظروف اقتصادية غير ملائمة.

و لا يزال هناك العديد من التساؤلات الاقتصادية في ظل الظروف الاقتصادية الاعتيادية التي قد تتبادر إلى الذهن وتحتاج إلى إجابة، ومنها على ســـبيل المثال: هل السـياسـة النقدية أم السـياسـة المالية هي السـياسـة المناسـبة؟ هل لنوعية نظام سـعر الصـرف أي دور في فعالية السـياسـة النقدية؟ هل نظام سـعر الصـرف المرن يمنح السياسة النقدية التفوق في الفعالية على السياسة المالية؟ ونظراً لما لنوعية نظام سعر الصـرف من أهمية في الإجابة على هذه التسـاؤلات، نود في البداية أن نلقي الضـوء

على التطور الذي طرأ على نظام سعر الصرف منذ بداية عام ١٩٤٤ وحتى وقتنا الحالي [١].

و خلال هذه السنوات المتزامنة مع هذين النظامين دار جدل كبير حول مدى فعالية السياسة النقدية في ظل نظام سعر الصرف المرن (المعوّم) و نظام سعر الصرف الثابت، حيث توجد العديد من الدراسات الاقتصادية المؤيدة لفعالية السياسة النقدية و هناك من الدراسات الأخرى التي ترى عكس ذلك أي ترى بأن السياسة المالية هي الأكثر فعالية.

و لقد أشار موندیل عام ١٩٦٣ (Mundell 1963) في مقالته إلى أن هناك احتمالاً كبيراً بأن الطلب على النقود، في ظل اقتصاد يعمل تحت نظام سعر صرف مرن، سيكون معتمداً على متغير سعر الصرف و متغير سعر الفائدة بجانب متغير الدخل. و أن تأثر دالة الطلب على النقود بسعر الصرف سيكون له أثراً سلبياً على السياسة النقدية حيث سيؤدي إلى إضعافها و زيادة فعالية السياسة المالية، و هو على نقيض ما تتوقعه النظرية الاقتصادية التي تتوقع بأن تكون السياسة النقدية ذات فعالية و تأثير في تحقيق ما يصبو إليه البنك المركزي من أهداف اقتصادية متعددة، كما تتوقع بأن السياسة المالية لن يكون لها أي أثر أو فعالية في تحقيق الأهداف الاقتصادية المراد تحقيقها في ظل نظام سعر الصرف المرن.

وهذه الدراسة تبحث في مدى فعالية السياسة النقدية في ظل نموذج اقتصاد حر يتمتع بسعر صرف معوّم اقترحه الاقتصادي موندیل في عام ١٩٦٣ (Mundell 1963) [٢]. ثم البحث عن مدى تأثر النتائج التطبيقية و البيانات بجائحة كورونا (COVID - 19).

[١] لقد بدأ نظام سعر الصرف الثابت مع بداية الاجتماع الذي عقدته الأمم المتحدة في عام ١٩٤٤ في بريتون وودز (Bretton Woods) بالولايات المتحدة الأمريكية حيث تم الاتفاق على إنشاء هذا النظام لجميع عملات الدول مقابل بعضها البعض و تم استخدام الدولار الأمريكي كعملة رئيسية تتحدد على أساسها بقية عملات العالم ، كما اتفقت الدول على تحديد قيمة الدولار الأمريكي بالنسبة للذهب بأن أوقية الذهب تساوي ٣٥ دولاراً أمريكياً .

إلا انه نتيجة للصعوبات التي واجهها الاقتصاد الأمريكي في عام ١٩٧١ بسبب ضعف الدولار مقابل المارك الألماني و الين الياباني و كذلك العجز في ميزان المدفوعات الأمريكية ، فقد اتخذت الولايات المتحدة الأمريكية قراراً بوقف تحويل الدولار إلى ذهب . و كنتيجة لهذا القرار تم إنهاء اتفاقية بريتون وودز و انتهى نظام سعر الصرف الثابت ، و في عام ١٩٧٣ أعلنت الولايات المتحدة الأمريكية و معظم دول أوروبا تعويم عملاتها مما يعني أن سعر الصرف يتحدد بناءً على العرض و الطلب على العملات .

[٢] حيث اقترح موندیل التالي :
" The demand for money is likely to depend upon the exchange rate in addition to the interest rate and the level of income; this would slightly reduce the effectiveness of a given change in the quantity of money, and slightly increase the effectiveness of fiscal policy on income and employment under flexible exchange rates, while, of course, it has no significance in the case of fixed exchange rates.

وأخيراً، دراستنا هذه تم تطبيقها على دولة الكويت حيث أنها من الدول النفطية والتي تتميز بنظام اقتصادي حر، وتتمتع بإيرادات نفطية كبيرة يتم استخدام جزء من هذه الإيرادات في استثمارات خارجية في دول ذات وضع اقتصادي مستقر. كما أن الكويت في ظل الثورة العلمية العالمية لعوالم الاتصالات والانترنت تعتبر جزءاً من هذا العالم وعضواً فاعلاً في الاقتصاد العالمي وتتأثر تماماً بما يحدث في العالم اقتصادياً.

لذلك كله، فقد استخدمنا بيانات السلاسل الزمنية الاقتصادية المنشورة في إحصائيات بنك الكويت المركزي الخاصة بدولة الكويت خلال الفترة الربع سنوية الممتدة من الربع الأول من عام ٢٠٠٠ إلى الربع الرابع من عام ٢٠٢٠ في ظل نظام سعر الصرف المرن (المعوّم)، و ذلك من أجل معرفة ما إذا كانت هذه الدالة ستتوافق مع ما اقترحه الاقتصادي موندیل في ورقته البحثية (١٩٦٣). وما إذا كانت بيانات الاستثمار وسرعة دوران النقود في دولة الكويت تحت ظل جائحة كورونا (كوفيد – ١٩) سيكون لها دور واضح في تأييدها بعدم فعالية السياسة النقدية في الوقت الحاضر.

أهمية البحث

إن أهمية هذه الدراسة بشكل عام هو النظر إلى مدى فعالية السياسة النقدية من الناحية النظرية و من الناحية التطبيقية في ظل وضع طبيعي عالمي من الناحيتين السياسية و الاقتصادية، ثم معاينة النتائج الإحصائية و تحليلها مع الواقع الاقتصادي العالمي الحالي الذي يعيش تحت ظل اقتصاد يتميز بعدم اليقين الاقتصادي سببته جائحة كورونا و ما لها من آثار سلبية على الاوضاع الاجتماعية و السياسية و الاقتصادية في العالم اجمع، و من ثم سنبحث فيما إذا تعتبر هذه الجائحة عائق أمام منفذو السلطة النقدية خلال عملية تنفيذهم للسياسة النقدية.

إن البيئات الاقتصادية والمالية وسياسة الاقتصاد الكلي في العالم الحقيقي تتغير باستمرار، مما يعني أن المعايير قد تكون أيضا في عملية التغيير الديناميكي. و بالإضافة إلى ذلك، تختلف حالة عدم اليقين الاقتصادي (**التي خلقتها جائحة كورونا – كوفيد ١٩**) في اثرها على الأوضاع الاقتصادية.

ومما لا شك فيه فإن ادوات السياسة النقدية التقليدية سيكون لها اثاراً مختلفة عما كان سابقاً في ظل ظروف الجائحة حيث أنه لن يكون هناك هدفا ثابتا للسياسة النقدية، فلذلك نعتقد بأن السياسة النقدية سيكون تأثيرها محدوداً.

هدف البحث

هدف هذا البحث هو اختبار لاقتراح الاقتصادي موندیل في مقالته التي نشرها في عام ١٩٦٣ (Mundell 1963)، و مدى توافقها مع ما اقترحه بالنسبة لفعالية السياسة النقدية في ظل نظام سعر الصرف المرن من الناحية النظرية و من الناحية التطبيقية.

من الناحية النظرية، سيتم استخدام النموذج الكينزي للاقتصاد الكلي المفتوح، فسنرى من خلال هذا النموذج بأن حجم مضاعف النقود وحجم مضاعف الإنفاق سيكون أقل عندما تعتمد دالة الطلب، من بين عدة متغيرات أخرى، على متغير سعر الصرف.

ومن الناحية التطبيقية، فسوف يتم تقدير دالة الطلب على النقود باستخدام بيانات السلاسل الزمنية الاقتصادية المنشورة في إحصائيات بنك الكويت المركزي الخاصة بدولة الكويت خلال الفترة الربع سنوية الممتدة من الربع الأول من عام ٢٠٠٠ إلى الربع الرابع من عام ٢٠٢٠ في ظل نظام سعر صرف مرن، كما سيتم عرض اشكال بيانية لحجم الاستثمارات المحلية و سرعة دوران النقود، و ذلك من أجل معرفة ما إذا كانت هذه البيانات تتوافق مع نتائج تقديرات هذه الدالة و التي تم اقتراحها من قبل الاقتصادي موندیل في ورقته البحثية (١٩٦٣).

و سبب القاء الضوء على بعض من هذه المؤشرات و البيانات الاقتصادية لعدد من المتغيرات الاقتصادية يعود لما لها من ارتباط مباشر مع دالة الطلب على النقود، و بشكل محدد سرعة دوران النقود و سعر الفائدة و ما يمكن أن يكون لهما من دور مؤثر على عنصر الاستثمار في ظل جائحة كورونا (Covid-19)، و من ثم نقوم بتحليل تلك البيانات و مدى مساهمتها في إضعاف فعالية السياسة النقدية.

خطة البحث

لتحقيق هدف البحث تم تقسيمه إلى خمسة اقسام على النحو التالي :

القسم الأول : الدراسات السابقة.
القسم الثاني : دالة الطلب على النقود.
القسم الثالث : اختبارات السكون والتكامل المشترك.
القسم الرابع : تقدير النماذج الرياضية وتحليل النتائج.
القسم الخامس : الخلاصة.

القسم الأول : الدراسات السابقة

هناك العديد من الدراسات الاقتصادية حول مدى استقرار دالة الطلب على النقود و ما له من أهمية في زيادة قدرة السلطة النقدية على التنبؤ في سياساتها النقدية و ما يتبع تلك السياسات من نتائج و آثار اقتصادية بشكل عام.

الاقتصادي مالكوم (Mccallum BT, 1988) أشار إلى أن هناك قاعدتان يتعين اتباعهما لتعديل السياسة النقدية: الأولى: هي فكرة السياسة النقدية الكمية التي تشير إلى السياسة النقدية القائمة على عرض النقود، وسرعة النقود، وحجم فجوة الناتج. والثانية: هي فكرة السياسة النقدية القائمة على السعر.

فالكثير من الدراسات الاقتصادية في استقرار دالة الطلب على النقود واستقرار تلك الدالة يعنى استقرار الاقتصاد ولا يمكن أن يتحقق ذلك في ظل غياب سياسة نقدية فاعلة قادرة على تحقيق توازن مستمر بين عرض النقد والطلب عليه.

هناك الكثير من الدراسات المرتبطة بدالة الطلب على النقود ومدى استقرار الدالة، فها هو لوكاس (٢٠٠٠) يجادل بأن النموذج اللوغاريثمي هو أنسب النماذج من حيث التطبيق الاحصائي وهو النموذج المناسب للحصول على دالة مستقرة للطلب على النقود وذلك من خلال نتائج بحثه الذي تم تطبيقه على بيانات الولايات المتحدة الأمريكية. بينما أظهر آيرلاند في دراسته (٢٠٠٩) بأنه على العكس مما جادل به لوكس (٢٠٠٠)، حيث أشار آيرلاند إلى أن النموذج الشبه اللوغاريثمي هو انسب النماذج لدالة الطلب على النقود احصائياً وأكثر استقراراً.

و أوضح الاقتصاديان ليي و شين (٢٠٠٨) في دراستهما عن الاقتصاد الصيني أن التحرر المالي و الاقتصادي في الصين كان له أثراً على أستقرار دالة الطلب على النقود، بينما وجد الاقتصاديين بهرماشاه و آخرين (٢٠٠٩) و ووه (٢٠٠٩) في بحثيهما عن الصين بأن أستقرار دالة الطلب على النقود ممكن أن يستمر وجودها في حال أن تكون هناك متغيرات مالية معينة و محددة.

و أيضاً ذكر الاقتصادي بهرام شاه وأخرون (Baharumshah et al.) (٢٠٠٩)، بأنهم وجدوا أن إغفال أسعار الأسهم كمتغير في دالة الطلب على النقود يمكن أن يؤدي إلى نماذج و نتائج مضللة في دالة الطلب على النقود ؛ وذلك لأنه سيكون لمتغير اسعار الأسهم آثاراً كبيرة على الطلب على النقود على المدى الطويل و القصير.

بينما البحوث الحديثة تشير إلى أن حالة عدم اليقين (Uncertainty) و التي تسببت فيها جائحة كورونا، كوفيد-١٩، ستجلب للاقتصاديات العالمية نتائج سلبية، حيث

أن الفشل في توقع ما إذا كانت الحكومات لا تدري متى و كيف ستدخل تعديل على السياسة النقدية.

لقد وجدت الاقتصادية تالافيرا و آخرون (Talavera O, et al., 2012)، أن خيار الأولوية للبنوك في مواجهة عدم اليقين الاقتصادي المتزايد هو خفض القروض. واقترح الاقتصادي شو (Xu Z., 2018) إلى التحول من السياسة النقدية الكمية الى السياسة النقدية القائمة على الاسعار كمقياس رئيسي نظرا للظروف الحالية للاقتصاد الصيني.

لقد استطاع الاقتصادي برنانكي و آخرون (Bernanke BS, et al., 2020) أن يحددون الأثر الإيجابي لصدمة السياسة النقدية، حيث اقترح أنه لكي نتجاوز القيود المفروضة على السياسة النقدية التقليدية من خلال الحد الأدنى الفعلي لأسعار الفائدة القصيرة الأجل، فقد ذكر بأن بنك الاحتياطي الفيدرالي و غيره من البنوك المركزية في الاقتصاد المتقدم في السنوات الأخيرة استعرضوا أدوات سياسية جديدة.

واستعرض في بحثه أدوات السياسة النقدية الجديدة، ألا وهي التركيز على التيسير الكمي والتوجيه إلى الأمام، وهي الأدوات الجديدة الرئيسية التي يستخدمها بنك الاحتياطي الفيدرالي الأمريكي. وزعم أن الأدوات الجديدة أثبتت فعاليتها في تخفيف الظروف المالية عندما تكون أسعار الفائدة مقيدة بالحدود الدنيا، حتى عندما تعمل الأسواق المالية بشكل طبيعي، وأنه يمكن جعلها أكثر فعالية في المستقبل. وبناء على ذلك، ينبغي أن تصبح الأدوات الجديدة جزءا من مجموعة أدوات البنك المركزي القياسية.

واشار الاقتصاديون لي يانغ و آخرون (Song YG, et al., 2021) في دراستهم التي تم تطبيقها على جمهورية الصين الشعبية خلال الفترة ما بين يناير ٢٠١٥ حتى أبريل ٢٠٢١، إلى أن السياسة النقدية كان لها آثاراً سلبية على كل من الناتج المحلي الاجمالي و مستوى التضخم.

و كما جاء في بحث الاقتصاديان ما و فان (Ma L, Fan W., 2021) فإن وباء كوفيد – ١٩ قد تسبب في صدمة سلبية كبيرة للاقتصاد الصيني، و ان السياسة النقدية الهيكلية تعمل على تعويض السياسة النقدية التقليدية في مشكلة تشويه تخصيص الموارد.

وتغطي الأدبيات الحالية المتعلقة بفعالية السياسة النقدية مواضيع كثيرة مثل مقارنة مختلف أدوات السياسة النقدية وأثر السياسة النقدية في سياقات تنظيمية مختلفة وفي بيئة اقتصادية لا تتشابه مع بيئة الدولة الاخرى.

القسم الثاني: دالة الطلب على النقود

أولاً: بناء النموذج النظري (النموذج الكينزي للاقتصاد الكلي المفتوح)

سوف نقوم في هذا الجزء ببناء النموذج الكينزي المبسط للاقتصاد الكلي المفتوح وذلك من أجل التحليل النظري الساكن لمقترح موندیل بما يخص فعالية السياسة النقدية وتأثرها بمدى استجابة دالة الطلب على النقود لمتغير سعر الصرف تحت نظام سعر الصرف المرن.

ولنفترض النموذج الكينزي المبسط على النحو التالي:

القطاع الحقيقي

$$C = C(y^{+}, r^{-}) \quad (1)$$

$$I = I(y^{+}, r^{-}) \quad (2)$$

$$G = G^{*} \quad (3)$$

$$X = X(e^{+}) \quad (4)$$

$$M = M(y^{+}, e^{-}) \quad (5)$$

متطابقة القطاع الحقيقي

$$y = C + I + G + X - M \quad (6)$$

القطاع النقدي

$$H = L \quad (7)$$

$$L = L(y^{+}, r^{-}, e^{+}) \quad (8)$$

متطابقة القطاع النقدي

$$H = L \qquad (9)$$

القطاع الأجنبي

$$X = X(e^{+}) \qquad (10)$$

$$M = M(y^{+}, e^{-}) \qquad (11)$$

$$K = K(r^{+}, e^{+}) \qquad (12)$$

متطابقة القطاع الأجنبي

$$B = X - M + K \qquad (13)$$

حيث تدل الإشارات (+، -) إلى نوع العلاقة التي تربط المتغير التابع بالمتغيرات المستقلة في كل دالة من الدوال السابقة، و كذلك فإن الرموز المستخدمة يمكن تعريفها كالتالي :

C	=	الإنفاق الاستهلاكي.
I	=	الإنفاق الاستثماري.
r	=	سعر الفائدة على القروض المصرفية.
e	=	سعر الصرف.
G	=	الإنفاق الحكومي.
X	=	الصادرات.
P	=	الواردات.
y	=	الناتج المحلي الحقيقي (الدخل الحقيقي).
M	=	كمية عرض النقود.
L	=	كمية الطلب على النقود.
K	=	رؤوس الأموال الداخلة للبلاد.
B	=	فائض ميزان المدفوعات.

من المتوقع حسب النظرية الاقتصادية بأن تكون هناك علاقة عكسية بين الإنفاق الاستهلاكي و سعر الفائدة حيث أن زيادة سعر الفائدة سيشجع على زيادة الادخار و

انخفاض الاستهلاك و العكس، صحيح عند انخفاض سعر الفائدة، بينما من المتوقع أيضاً بأن تكون هناك علاقة طردية بين كل من مستوى الدخل و الإنفاق الاستهلاكي (انظر إشارات المعادلة (١)). كذلك من المتوقع ما تشير إليه المعادلة (٢) إلى وجود علاقة طردية و علاقة عكسية بين الاستثمار و كل من مستوى الدخل و سعر الفائدة، على التوالي. و أيضاً، بأن تكون هناك علاقة طردية بين كل من الصادرات و سعر الصرف كما هو مشار إليه في المعادلة (٤)، حيث أن زيادة سعر الصرف يعني انخفاض قيمة العملة الوطنية مقابل العملة الأجنبية، و هذا بدوره سيؤدي إلى انخفاض أسعار سلع صادراتنا في نظر الأجانب و بالتالي زيادة حجم الصادرات، و العكس صحيح في حال انخفاض سعر الصرف. بينما من المتوقع نظرياً أن الواردات سوف تتأثر بمتغيرين هما سعر الصرف ومستوى الدخل، حيث ستكون هناك علاقة طردية بين كل من الواردات ومستوى الدخل، بينما ستكون العلاقة ما بين الواردات وسعر الصرف علاقة عكسية. أي أن زيادة سعر الصرف سيؤدي إلى انخفاض قيمة العملة الوطنية و بالتالي تصبح أسعار السلع الأجنبية في نظر المستهلكين المحليين غالية الثمن، و هذا سيؤدي إلى انخفاض الواردات (أنظر المعادلة (٥)).

و بالنظر إلى ما هو متوقع حسب النظرية الاقتصادية بالنسبة للقطاع النقدي، فإن المعادلة (٨) تشير إلى أن هناك علاقة عكسية بين الطلب على النقود و سعر الفائدة و ذلك لأن زيادة سعر الفائدة سيقلل من الإقبال على الاقتراض و الطلب على النقود و يشجع على الادخار في نفس الوقت، و العكس صحيح في حالة انخفاض سعر الفائدة. وكذلك من المتوقع في ذات المعادلة نفسها بأن يكون هناك علاقة طردية بين مستوى الدخل والطلب على النقود. كما تشير نفس المعادلة إلى أن هناك علاقة طردية بين الطلب على النقود و سعر الصرف و ذلك لأن زيادة سعر الصرف يعني انخفاض قيمة العملة الوطنية و بالتالي انخفاض أسعار السلع المحلية مما سيؤدي إلى زيادة صادراتنا و بالتالي زيادة الطلب على النقود محلياً (زيادة الطلب على عملتنا محلياً) , والعكس صحيح في حالة انخفاض سعر الصرف (أي زيادة قيمة العملة الوطنية). كذلك، فإن أرانجو و ناديري (Arango and Nadiri , ١٩٨١) قد بينوا بأنه عندما تنخفض قيمة العملة الوطنية، أي عندما يرتفع سعر الصرف، الطلب على العملة الوطنية يمكن أن يتغير باتجاهين مختلفين.

وهذه النتيجة مبنية على فرضية أن أصحاب الثروات يقيمون محافظهم بالعملة المحلية. لذلك فإن انخفاض قيمة العملة المحلية (الوطنية) يعني زيادة قيمة السندات الأجنبية المملوكة للمواطنين المحليين، و انخفاض في قيمة السندات المحلية المملوكة للأجانب، كما هي مقيمة بقيمة عملتهم الأجنبية. وهذا يعني ضمنياً زيادة للقاعدة

النقدية المحلية والذي بالتالي سوف يؤدي إلى انخفاض أسعار الفائدة، مما سينتج عنه انخفاض في الطلب على النقود. [٣]

و أخيراً القطاع الأجنبي، حيث تتوقع النظرية الاقتصادية بأن تكون هناك علاقة طردية بين رؤوس الأموال الداخلة للبلاد و كل من سعر الفائدة المحلي و سعر الصرف و ذلك من خلال النظر إلى المعادلة (١٢). فمن المتوقع بأن زيادة سعر الفائدة المحلي نسبياً مقارنة بسعر الفائدة العالمي سينتج عنه دخول رؤوس الأموال الأجنبية للبلد للاستفادة من الفروق في أسعار الفائدة المحلي والعالمي، بينما تتوقع النظرية بأن زيادة سعر الصرف سيؤدي إلى زيادة رؤوس الأموال الداخلة للبلاد. و تفسير ذلك يمكن إرجاعه إلى ما ذكره الاقتصاديان لوجو و ويليت في مقالتهم (Logue and Willet 1974 ,) , حيث قالا بأن تغير سعر الصرف سوف يغير محفظة المستثمر ما بين الأصول المحلية و الأصول الأجنبية. و للتوضيح أكثر، فإن انخفاض قيمة العملة الوطنية (زيادة سعر الصرف) تعني ضمنياً بالنسبة للمستثمر الأجنبي زيادة في ثروته. ولكي يحتفظ بجزء من الثروة المستثمرة محلياً، فإن هذا المستثمر الأجنبي سوف يبيع أصوله الأجنبية ويشتري أصول محلية. وهذا يعني بأن انخفاض قيمة العملة الوطنية سينتج عنه دخول رؤوس أموال أكثر لداخل البلاد.

ثانياً : تحليل النموذج النظري

لكي نشتق مضاعف كمية النقود ومضاعف الإنفاق الحكومي وتأثيرهما على مستوى الدخل، فسيكون هناك حاجة لتقليص عدد المعادلات السابقة للقطاعات الثلاثة وحصر معادلات كل قطاع بمعادلة واحدة. وسوف يتم ذلك عن طريق بعض التعويضات فيما بين هذه المعادلات على النحو التالي.

تعويض المعادلات من (١) إلى (٥) في المعادلة رقم (٦)، مما سوف يعطينا منحنى (IS curve) أي انه يعطي منحنى التوازن بسوق السلع :

$$Y = C(y, r) + I(y, r) + G^* + X(e) - M(y, e) \quad (14)$$

و عندما يتم تعويض المعادلة (٧) في المعادلة (٨) فإن ذلك سوف يؤدي إلى الحصول على منحنى التوازن بسوق المال (LM curve) :

$$L = L(y, r, e) \quad (15)$$

[٣] على الرغم من أرانجو و ناديري (١٩٨١ , ص ٧١) قد بينوا بأن تأثير انخفاض قيمة العملة (زيادة سعر الصرف) على الطلب على النقود يمكن أن يكون أيضاً تأثيرا عكسياً ، لكنهم لم يقدموا تفسيراً كافياً لذلك . و لكن يمكن أن يكون السبب السلبي (العكسي) لسعر الفائدة على الطلب على النقود ناتجاً عن توقع عامة الناس بأن انخفاض قيمة العملة الوطنية سيؤدي إلى انخفاض لاحق في قيمة العملة المحلية و بالتالي الطلب على العملة الأجنبية سيزداد و ينخفض الطلب على العملة المحلية .

و عند تعويض المعادلات من (١٠) حتى (١٢) في المعادلة (13) فإن ذلك سوف يؤدي إلى الحصول على منحنى التوازن بالسوق الأجنبي (BP curve) على النحو التالي :

$$B = X(e) - M(y, e) + K(r, e) \qquad (16)$$

ثم نشتق المعادلة التفاضلية التامة للمعادلات (١٤)، (١٥)، (١٦)، و بعد ذلك نعيد ترتيبها لنستخلص منها ثلاث معادلات للقطاعات الاقتصادية الثلاث على النحو التالي :

$$(1 - C_y - I_y + M_y)\, dy - (C_r + I_r)\, dr - (X_e - M_e)\, de = dG \qquad (17)$$

$$L_y\, dy + L_r\, dr + L_e\, de = dM \qquad (18)$$

$$-M_y\, dy + K_r\, dr + (X_e - M_e + K_e)\, de = dB \qquad (19)$$

ثم بعد ذلك سيتم إعادة صياغة المعادلات الثلاث (١٧) و (١٨) و (١٩) في شكل مصفوفات على النحو التالي :

$$\begin{bmatrix} (1 - C_y - I_y + M_y) & (-C_r - I_r) & (M_e - X_e) \\ L_y & L_r & L_e \\ -M_y & K_r & (K_e + X_e - M_e) \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} dy \\ dr \\ de \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} dG \\ dH \\ dB \end{bmatrix} \qquad (20)$$

لنفترض بأن النظام الاقتصادي يعمل تحت ظل نظام سعر صرف مرن، و أنه لا تغير في الإنفاق الحكومي. فإننا نستطيع أن نستخدم قاعدة كريمرز (Cramer's Rules) لمعرفة أثر تغير كمية عرض النقود على مستوى الدخل عندما يكون الطلب على النقود متأثراً بتغيرات سعر الصرف كما يلي :

$$\left.\frac{dy}{dH}\right|_{\substack{dB=dG=0\\L(r,y,e)}} = \frac{(C_r + I_r)(K_e + X_e - M_e) + K_r(M_e - X_e)}{\Delta_1}$$

(21)

حيث أن :

$$\Delta_1 = \begin{vmatrix} (1 - C_y - I_y + M_y) & (-C_r - I_r) & (M_e - X_e) \\ L_y & L_r & L_e \\ -M_y & K_r & (K_e + X_e - M_e) \end{vmatrix}$$

(22)

فعندما يكون الطلب على النقود غير متأثر أو غير حساس لتغيرات سعر الصرف، فإن ذلك يعني أن أثر تغير كمية عرض النقود على سعر الصرف (L_e) يساوي في قيمته صفر في المعادلة (٢٢) , و باستخدام قاعدة كريمرز، فسينتج عن ذلك المعادلة التالية :

$$\left.\frac{dy}{dH}\right|_{\substack{dB=dG=0\\L(r,y)}} = \frac{(C_r + I_r)(K_e + X_e - M_e) + K_r(M_e - X_e)}{\Delta_2}$$

(٢٣)

حيث أن :

$$\Delta_2 = \begin{vmatrix} (1 - C_y - I_y + M_y) & (-C_r - I_r) & (M_e - X_e) \\ L_y & L_r & 0 \\ -M_y & K_r & (K_e + X_e - M_e) \end{vmatrix}$$

(24)

إن قيمة المعادلة (٢١) سـيكون أقل من قيمة المعادلة (٢٣)، إذا قيمة $|\Delta_1| > |\Delta_2|$. و السبب في ذلك، لأن البسط في المعادلتين (٢١) و (٢٣) سيكون سالباً و متساوي تماماً. و بما أن $(L_e) > ٠$، فبالتالي $|\Delta_1| > |\Delta_2|$ و هذا سينتج عنه التالي :

$$\left.\frac{dy}{dH}\right|_{\substack{dB=dG=0\\L(r,y,e)}} < \left.\frac{dy}{dH}\right|_{\substack{dB=dG=0\\L(r,y)}}$$

لذلك، من خلال هذه النتيجة الجبرية، من الناحية النظرية، نستطيع أن نستنتج بأن السياسة النقدية ستكون أقل فعالية تحت نظام سعر الصرف المرن (المعوّم)، خصوصاً إذا، كانت دالة الطلب على النقود متأثرة بمتغير سعر الصرف، أي إذا كان $(L_e) > ٠$، مما يؤيد ما توقعه موندیل في مقالته ١٩٦٣.

و يمكن توضيح ذلك أكثر على النحو التالي : السياسة النقدية التوسعية تؤدي عادة إلى زيادة في سعر الصرف (أي انخفاض في قيمة العملة الوطنية)، إذا كانت هناك توقعات بأن قيمة العملة الوطنية سترتفع، فإن ذلك سيؤدي إلى أن الطلب على العملة الوطنية سوف يزداد، مما سيؤدي إلى زيادة الضغط على أسعار الفائدة بأن ترتفع. وهذا الارتفاع في سعر الفائدة سيقلص بدوره من أثر الزيادة الأصلية لعرض النقود على مستوى الدخل (الناتج المحلي) , مما يعني تقليل فعالية السياسة النقدية.

ثالثاً : بناء النموذج التطبيقي

سيتم في هذا الجزء تقديم التبرير التطبيقي حيث سيكون هناك تقدير لدالة الطلب على النقود بمتغيراتها المعتادة مضافاً إليها متغير سعر الصرف. ولبناء دالة الطلب على النقود لاقتصاد مفتوح، فإنه قد اقترح بأن سعر الفائدة العالمي يكون من ضمن المتغيرات التي تعتمد عليها هذه الدالة. وهذا الاقتراح بني على أساس أن هناك بعض المجال لتبادل الأصول المالية المحلية والأجنبية كنتيجة للفروق بين أسعار الفائدة المحلية وأسعار الفائدة العالمية.

إن الاقتصادي همبرجر برر في مقالته (Hamburger, 1977)، بأن أسعار الفائدة المحلية و العالمية يتحركن بنفس الاتجاه، و عندما يكون ذلك هو الحال، فإن سعر الفائدة المحلي هو من يحدد كمية النقود التي بحوزة العامة. وهذه هي الحقيقة تحت النظام النقدي العالمي الحالي، حيث أن أسواق المال العالمية متكاملة ومرتبطة مع بعضها البعض تكنولوجياً بواسطة وسائل الاتصال العالمية الحديثة والمتقدمة جداً. لهذا السبب، فإن سعر الفائدة العالمي كمتغير سيتم حذفه من المعادلة. لذلك، فإن دالة الطلب المقترح تقديرها ستكون على الشكل التالي:

$$\log M_t = \alpha + \beta \log Y_t + \chi r_t + \delta \log E_t + \varepsilon_t \qquad (25)$$

كما سيتم استخدام دالة الاستثمار التالية والتي تم اشتقاقها من الدالة رقم (٢) لقياس درجة مرونة الاستثمار بالنسبة لسعر الفائدة على النحو التالي:

$$\log I_t = \alpha + \beta \log Y_t + \chi r_t + \varepsilon_t \qquad (26)$$

حيث أن :

M_t	=	**الكمية الحقيقية لعرض النقود المرغوبة.**
Y_t	=	**الدخل الحقيقي.**
r_t	=	**سعر الفائدة الاسمي.**
I_t	=	**حجم الاستثمارات المحلية.**
E_t	=	**سعر الصرف.**
ε_t	=	**الخطأ العشوائي.**

كذلك يجب ملاحظة ما تم مناقشته في الجانب النظري، بأن سعر الصرف الحالي يمكن أن يحث على تغير في التوقعات المستقبلية لسعر الصرف. و لكن بما أن سعر الصرف المتوقع مكون من مرجح أو متوسط أسعارا الصرف الحالية و الماضية، فإننا سنفرض بشكل واضح بناء توزيعي متراجع (distributed lag structure) لمتغير سعر الصرف الفعلي، و ذلك حتى نجعل البيانات بطبيعتها هي التي تحدد طبيعة هذا المرجح. أما بالنسبة لاختيار درجات التراجع (التباطؤ)، فهذا سيعتمد على القيم المعنوية للمتغيرات التي يتم تقديرها بالمعادلة. [٤]

دالة الطلب على النقود (٢٥) سيتم تقديرها باستخدام بيانات ربع سنوية لدولة الكويت خلال الفترة ما بين الربع الأول من عام ٢٠٠٠ حتى الربع الرابع من عام ٢٠٢٠ , و هذه هي فترة تتمتع فيها دولة الكويت بنظام سعر صرف مرن (معوّم).

[٤] كما تم شرحه في الجزء النظري ، فإن النظرية الاقتصادية تتوقع أن : $\beta > 0$ ؛ $\chi < 0$ ؛ بينما δ تحتمل أقل أو أكبر من الصفر .
حيث أن إشارة السالب تعني العلاقة العكسية بين المتغير المستقل و المتغير التابع ؛ بينما الإشارة الموجبة تعني علاقة طردية .

القسم الثالث: اختبارات السكون والتكامل المشترك

إن معظم المتغيرات الاقتصادية تعاني من مشكلة عدم السكون أي أن وسطها وتباينها يتغير مع مرور الزمن، وبالتالي لا يمكن استخدامها لتقدير معلمات النموذج قبل معالجة هذه المشكلة، وذلك لأن استخدام المتغيرات في صورتها الأصلية سوف تعطي نتائج مضللة وهذه تعرف بظاهرة الانحدار الزائف. لذلك فإن الأمر يستلزم عمل اختبارات لمختلف السلاسل الزمنية لبيانات المتغيرات المستخدمة في النموذج للتأكد من أنها ساكنة في مستوياتها وذلك قبل القيام بتقدير معلمات متغيرات المعادلة. ومن أشهر الاختبارات لأحادية الجذر اختبار دكي – فولر. [٥]

تعرض هذا الاختبار إلى الانتقادات لأنه يفترض أن الخطأ العشوائي (ε_t) يتصف بصفة التوزيع الطبيعي في حين هناك الكثير من الأدلة الإحصائية التي تؤيد أنه يعاني من مشكلة عدم ثبات تباين الخطأ . لذلك فقد تم تطوير هذا الاختبار من خلال استخدام صيغه موسعة لمعادلة دكي - فولر و إضافة حد واحد على الأقل للفرق ($\Delta \varepsilon_{t-1}$) , إلى معادلة الاختبار وذلك لضمان أن الخطأ العشوائي يتمتع بصفة التوزيع الطبيعي. لنحصل بعد ذلك على الاختبار الجديد تحت اسم اختبار دكي – فولر الموسع. [٦] ثم يأتي بعد ذلك اختبار آخر تم استخدامه للكشف عن مشكلة سكون البيانات و هذا الاختبار هو : فيليبس - بيرون.

---

[٥] يأخذ اختبار دكي- فولر (Dicky-Fuller test) الصورة التالية :

$$\Delta\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \nu_t$$

و يتم من خلال هذه المعادلة اختبار فرضية العدم بأن $\alpha_1 =$ صفر ، أي أن المتغير لا يعاني من مشكلة عدم السكون .

[٦] الصيغة الموسعة لاختبار دكي – فولر (Augmented Dicky-Fuller test) الصورة التالية :

$$\Delta\varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \Delta \varepsilon_{t-i} + \nu_t$$

يتم اختبار فرضية العدم باستخدام قيم حرجة خاصة للمؤشر الإحصائي (t) وضعها دكي – فولر ، فإذا كانت القيمة الفعلية مساوية أو أكبر من القيمة الحرجة فإن هذا يعني خلو المتغير من مشكلة عدم السكون . إلا أنه يجب الإشارة إلى أن جدول القيم المعنوية لدكي – فولر (١٩٧٦) ليست بالضرورة مناسبة لاختبار معنوية البواقي و ذلك لأن قيم المعنوية المدونة في ذلك الجدول سوف تظهر البواقي المقدرة أكثر سكوناً من البواقي الحقيقية ، مما يعني أن القيم المعنوية في دكي – فولر هي أقل مما يجب لإثبات وجود علاقة تكاملية بين المتغيرات . و لمعالجة هذه المشكلة فسوف يتم استخدام جدول القيم المعنوية المدونة بواسطة أنجل و يو (Angle and Yoo, 1987) و التي تأخذ في اعتبارها عدد المتغيرات الموجودة في معادلة الانحدار التكاملي .

الجدول (١) : نتائج اختبار السكون

المتغيرات	اختبار دكي - فولر		اختبار دكي – فولر الموسع		اختبار فيليبس – بيرون	
	المستوى	الفوارق الأولية	المستوى	الفوارق الأولية	المستوى	الفوارق الأولية
M_t	1.08 -	** 8.52 -	1.12 -	** ٩,٥٨ -	1.31 -	** ٩,٥٨ -
y_t	1.52 -	** 6.45 -	1.55 -	** 5.74 -	1.11 -	** 4.84 -
r_t	1.48 -	** 10.35 -	1.64 -	** 10.55 -	1.47 -	** 11.93 -
□ t	** 4.16 -	** 11.71 -	** 4.09 -	** 11.85 -	** 5.08 -	** ٧,٧٦ -
I_t	1.78 -	** 14.11 -	1.73 -	** 14.13 -	1.41 -	** 5.24 -

** ذات معنوية عند مستوى ٥ %

نتائج اختبار السكون في الجدول (١) تشير إلى أن المتغيرات في مستوياتها تعاني من مشكلة عدم السكون، إلا أنها تصبح ساكنة بعد أخذ فروقها الأولى، ما عدا متغير سعر الصرف لا يعاني من مشكلة السكون. وبعد التأكد من سكون المتغيرات في فوارقها الأولى، فقد تم تطبيق اختبار التكامل المشترك بإتباع طريقة إنجل وكرينجر (Engle and Granger, 1987) على معادلة الانحدار التكاملي باستخدام المتغيرات بمستوياتها للفترة ما بين ١:٢٠٠٠ – ٤:٢٠٢٠ (سلسلة زمنية ربع سنوية) على المعادلة (٢٥). و بعد ذلك تم استخلاص البواقي (ε_t) لهذه المعادلة و تطبيق اختبارات أحادية الجذر عليها، و تم الحصول على النتائج التالية :

الجدول (٢) : نتائج تقدير معادلة البواقي من المعادلة (٢٥)

المتغير (variable)	المعلمة (coefficient)	إحصائية تي (t - value)
الثابت	- 0.88	- 0.07
ε_{t-1}	- 1.21	-7.52 **
$\Delta\ \varepsilon_{t-1}$	٠,١١	1.08
معامل الارتباط R^2	57 %	
اختبار (ف) (F - statistic)	54.01 (2,82) **	
اختبار الارتباط الذاتي (DW)	٢,٠٤	

** ذات معنوية عند مستوى ٥ %

من خلال النظر إلى نتائج الجدول (٢) يتضح بأن البواقي تمثل بيانات سلسلة زمنية ساكنة، و يعود السبب في ذلك للقيمة المعنوية لمعامل المتغير ($\square_{t-1}$) في معادلة البواقي حيث تساوي (- ٧,٢٢) وهي قيمة معنوية عالية مقارنة بالقيمة المعنوية المدونة في جدول القيم المعنوية (لانجل و يو) و التي تساوي (- ٣,٦٢) عند المستوى ٥ % . لذلك فإن النتائج تشير إلى وجود علاقة توازنية طويلة الأمد بين متغيرات النموذج مما يتطلب تقدير معادلة النموذج (٢٥) باستخدام مستويات المتغيرات والتي من الممكن إتلافها في حالة استخدام الفوارق الأولى للمتغيرات التي وجدت من خلال اختبارات أحادية الجذر بأنها ساكنة.

القسم الرابع: تقدير النماذج الرياضية وتحليل النتائج

لقد تم استخدام بيانات ربع سنوية في تقدير دالة النموذج (الطلب على النقود) و تطبيقها على دولة الكويت، للفترة الممتدة من الربع الأول من عام ٢٠٠٠ و حتى الربع الرابع من عام ٢٠٢٠. و بيانات هذه السلاسل الزمنية كمتوسط المستوى العام للأسعار العالمية من خلال السلاسل الزمنية الربع سنوية المتوفرة في أعداد متفرقة من سلسلة إحصائيات صندوق النقد الدولي (IMF International Financial Statistics). أما بالنسبة لبيانات المستوى العام للأسعار المحلية، وبيانات الناتج المحلي الإجمالي وكمية عرض النقد وأسعار الفائدة المحلية، ومتوسط أسعار الصرف في دولة الكويت، فقد تم الحصول عليها من أعداد متفرقة من نشرات البنك المركزي الربع سنوية.

لقد تم تقدير المعادلة (٢٥) الخاصة بالطلب على النقود في دولة الكويت باستخدام طريقة المربعات الصغرى (OLS)، إلا أن النتائج الأولية أشارت إلى أن دالة الطلب على النقود (٢٥) تعاني من مشكلة الارتباط الذاتي، و قد تم تصحيح هذه المشكلة باستخدام طريقة هيلدرث – لو (Hildreth-Lu). و بعد إعادة تقديرها، فقد تم الحصول على النتائج التالية المبينة في الجدول (٣) على النحو التالي :

الجدول (٣) : نتائج تقدير معادلة الطلب على النقود (٢٥)

المتغير التابع (M_t)

المتغير (variable)	المعلمة (coefficient)	إحصائية تي (t - value)
الثابت	- 202300.95	- 8.59 **
y_t	0.62	9.75 **
r_t	- 116.93	- 0.36
E_t	658.24	8.86 **
معامل الارتباط R^2	87 %	
اختبار (F - statistic)	$55_{(3,79)}$ **	
اختبار الارتباط الذاتي (DW)	1.89	

** ذات معنوية عند مستوى ٥ %

و قد أثبتت نتائج التقدير بأن معلمات متغيرات الناتج المحلي الإجمالي و سعر الصرف الفعلي ذات معنوية عالية عند مستوى ٥ %، أما بالنسبة قيمة (t) لمعلمة متغير سعر الفائدة المحلي فهو غير ذو معنوية. و بالنسبة لمعامل الارتباط فهو يشير إلى ٨٧ % مما يعني أن المتغيرات المستقلة في المعادلة تفسر حوالي ٨٧ % من التغيرات التي حصلت في المتغير التابع (الطلب على النقود في دولة الكويت). أيضاً، تشير النتائج إلى صحة إشارات المعلمات وتطابقها مع ما هو متوقع لهذه المتغيرات حسب فرضيات هذا النموذج. لكن النتيجة الأهم في هذا النموذج نستطيع أن نرصدها من الجدول (٣) حيث يظهر جلياً بأن دالة الطلب تتأثر بسعر الصرف الفعلي، و هذا يؤيد ما اقترحه موندیل في مقالته المنشورة في عام ١٩٦٣.

نتائج هذه الدراسة تؤيد دراسة الاقتصاديان محسن بهمني - أوسكووي و محمد بورهيدارين (M. Bahmani-Oskooee and M. Pourheydarian, 1990) التي أجرياها على الولايات المتحدة و كندا و اليابان. لكنها بنفس الوقت لا تتفق مع نتائج الدراسة التي أجراها الاقتصاديان أرانجو و ناديري (Arango and Nadiri, 1981) على نفس هذه الدول حيث لم يجدا أي أهمية لمتغير سعر الصرف الفعلي على دالة الطلب على النقود.

الجدول (٤) : نتائج تقدير معادلة الاستثمار (26)
المتغير التابع (Log I_t)

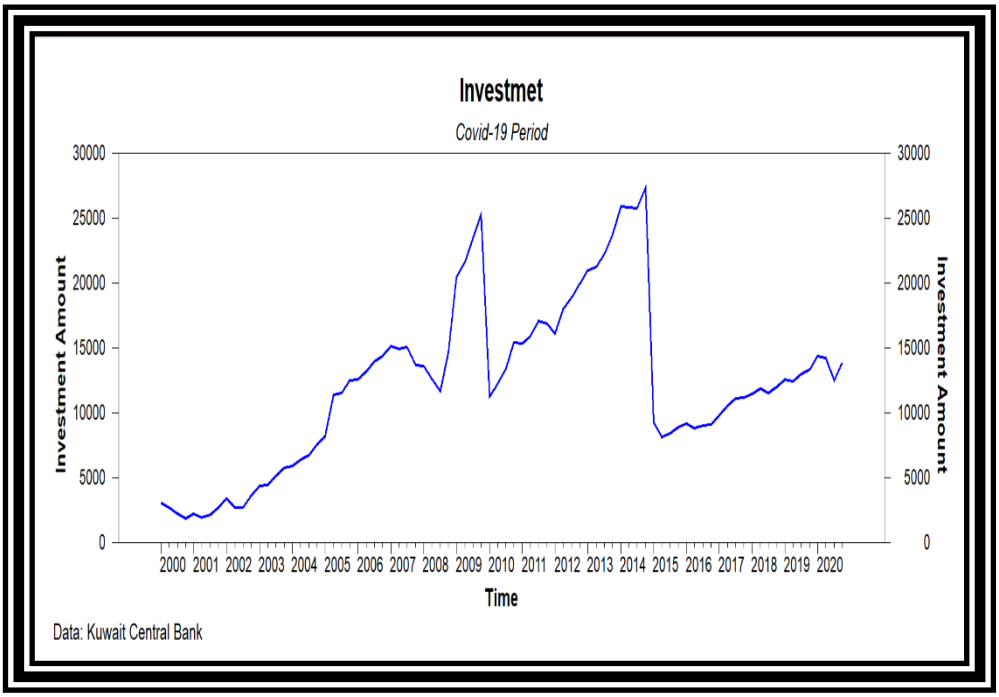
المتغير (variable)	المعلمة (coefficient)	إحصائية تي (t - value)
الثابت	- ١٥,٩٩	- ١٢,٠١ **
Log y_t	٢,٣٩	١٩,٩٩ **
Log r_t	- ٠,٠٧	- ١,٥٣
معامل الارتباط R^2	% ٩٩	
اختبار (F - statistic)	١٩٢٤** (3,79)	
اختبار الارتباط الذاتي (DW)	١,٨٧	

** ذات معنوية عند مستوى ٥ %

و قد أظهرت نتائج معادلة (٢٦) في جدول (٤) بأن قيمة (t) لمعلمة متغير الناتج المحلي الإجمالي ذات معنوية عالية عند مستوى ٥ %، أما بالنسبة لقيمة (t) لمعلمة متغير سعر الفائدة المحلي فهو غير مؤثر و غير ذو معنوية. كما أن معامل الارتباط للمعادلة (٢٦) يشير إلى ٩٩ % مما يعني أن المتغيرات المستقلة في المعادلة تفسر حوالي ٩٩ % من التغيرات التي حصلت في المتغير التابع (الاستثمار المحلي في دولة الكويت). أيضاً، تشير النتائج إلى صحة إشارات المعلمات و تطابقها مع ما هو متوقع لهذه المتغيرات حسب الفرضيات في هذا النموذج للمعادلة (٢٦).

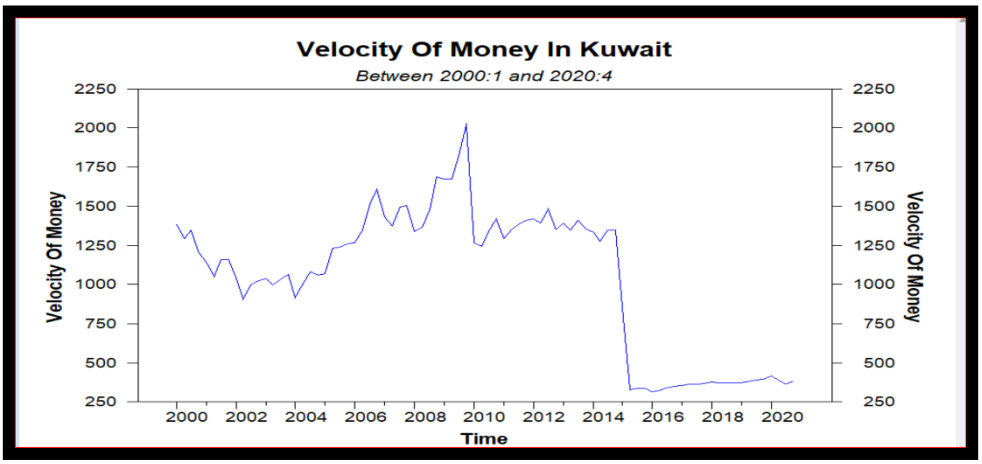
كما ان النتائج في الجدول (٤) تشير إلى أن الاستثمار غير مرن بالنسبة لسعر الفائدة حيث أن درجة المرونة قريبة من الصفر(٠,٠٤)، و هذا يتوافق مع الاحداث الاقتصادية العالمية و التي تزامنت مع وباء كورونا (Covid - 19). في ظل هذه الجائحة تم اغلاق الاعمال و المتاجر المنتشرة في جميع انحاء البلاد و التزمت الناس في منازلهم إلا للضرورة مما جعل من أصحاب الأموال الذين يرغبون بالاستثمار لا يجدون الفرص الحقيقية لاستثمار اموالهم، بل إن الكثير من المشاريع التجارية تم إغلاقها و إعلان افلاسها لطول مدة الاغلاق الاقتصادي الذي شمل كل دول العالم و الذي فيه شارفت مدة الاغلاق العامين و لا زال الكثيرون يعانون من هذه الجائحة.

كما أننا في هذه الدراسة سوف نلقي الضوء على بيانات تدعم النتائج الإحصائية التي تم تقديرها في هذا البحث و هذه البيانات تظهر في الشكل رقم (١) الذي يمثل حجم الاستثمارات، و الشكل رقم (٢) الذي يمثل سرعة دوران النقود في دولة الكويت على النحو التالي :



الشكل رقم (١)
حجم الاستثمارات المحلية (مليون دينار كويتي) بدولة الكويت

يشير الشكل رقم (١) إلى حجم الاستثمارات المحلية في دولة الكويت خلال الفترة ما بين الربع الأول من عام ٢٠٠٠ إلى الربع الرابع من عام ٢٠٢٠، حيث يظهر الشكل بأن هناك انهيار في حجم الاستثمارات في عام ٢٠١٤ والذي نتج عن انهيار أسعار النفط و تبع ذلك في السنوات التالية ارتفاع و تحسن طفيف في حجم الاستثمارات ثم انهيارها مرة أخرى في عام ٢٠١٩ مع تأثر العالم بجائحة كورونا.



الشكل رقم (٢)
سرعة دوران النقود في الكويت

كما يبين الشكل رقم (٢) سرعة دوران النقود في دولة الكويت والتي أيضاً انهارت وأصبحت بطيئة في عام ٢٠١٤ نتيجة انهيار أسعار النفط خصوصاً إذا علمنا أن الكويت دولة نفطية وإيراداتها من النفط تتجاوز ٩٥ %. ويظهر الشكل بأن سرعة دوران النقود بدأت تتحسن مع تحسن أسعار النفط إلا أن تحسنها عاد إلى البطء مرة أخرى مع بداية حدوث تفشي وباء كورونا (كوفيد – ١٩).

إن نتائج الدالة (٢٦) في الجدول (٤) والأشكال (١) و (٢)، كلها تؤكد عدم فعالية السياسة النقدية وأن أي ضخ لعرض النقود لن يساهم في زيادة الناتج المحلي الإجمالي خصوصاً إذا علمنا بأن الاستثمار غير مرن بالنسبة لسعر الفائدة، وأيضاً سعر الفائدة كان عند مستوى متدني حتى قبل تفشي جائحة كورونا بسنوات قليلة مما يعني بأن أصحاب السيولة النقدية سيحتفظون بها في خزائنهم لحين حدوث تحسن وصعود في أسعار الفائدة.

القسم الخامس: الخلاصة

إن فعالية السياسة النقدية كانت و لا تزال موضع جدل بالنسبة للمدارس الاقتصادية المتعددة، سواء الكلاسيكية أو الكينزية أو أي مدرسة اقتصادية أخرى، وايضاً تختلف فعاليتها لعوامل أخرى قد تحدث في الاقتصاديات العالمية مثل ما احدثته جائحة كورونا من آثار سلبية اقتصادية وسياسية واجتماعية في دول العالم وساهمت في إضعاف فعالية السياسات الاقتصادية سواء النقدية أو المالية.

الاقتصـــادي موندیل في عام ١٩٦٣ تقدم بمقترح بأن فعالية الســياســة النقدية ســـتعتمد على مدى تأثر دالة الطلب على النقود بمتغير ســـعر الصـــرف، وأن فعالية الســياســة النقدية ســتضــعف في حالة اعتماد دالة الطلب على النقود على متغير ســعر الصرف.

المبررات النظرية تؤيد اقتراح موندیل من حيث أن تأثر دالة الطلب على النقود بسعر الصرف سيؤدي إلى إضعاف فعالية السياسة النقدية، وأن عدم تأثر هذه الدالة يعني أن السياسة النقدية ستكون أكثر فعالية.

أما بالنســـبة للمبرر التطبيقي فقد تم بناء دالة الطلب على النقود لدولة الكويت متضـــمنة متغير ســـعر الصـــرف للفترة الربع الســـنوية من بداية الربع الأول من عام 2000 حتى الربع الرابع من عام ٢٠٢٠، علماً بأن الاقتصـاد الكويتي خلال هذه الفترة الزمنية يعمل في ظل نظام ســـعر الصـــرف المرن. هذا وقد أظهرت النتائج التطبيقية تأثر دالة الطلب على النقود في دولة الكويت بمتغير ســـعر الصـــرف، مما يُعتبرُ تأييداً لما ذهب إليه موندیل في مقترحه الذي قدمه عام ١٩٦٣.

النتائج الأخرى في هذه الدراســـة والمتعلقة بانخفاض ســـرعة دوران النقود وانخفاض قيمة مرونة الاســتثمار بالنســبة لســعر الفائدة (أي أن الاســتثمار غير مرن بالنسبة لسعر الفائدة)، كلها تشير إلى أن السياسة النقدية لن تكون فعالة وأن استخدامها قد يتســبب في زيادة مســتوى التضــخم وزيادة ســعر الصــرف وانخفاض قيمة العملة المحلية.

ونتائج الدراســة كلها تؤكد عدم فعالية الســياســة النقدية وأن أي ضــخ لعرض النقود لن يســاهم في زيادة الناتج المحلي الإجمالي خصــوصــاً إذا علمنا بأن الاســتثمار غير مرن بالنسبة لسعر الفائدة، وأيضــاً سعر الفائدة كان عند مستوى متدني (مصـيدة السيولة) حتى قبل تفشي جائحة كورونا بسنوات قليلة مما يعني بأن أصـحاب السيولة النقدية سيحتفظون بها في خزائنهم لحين حدوث تحسن وصعود في أسعار الفائدة.

المراجع

بنك الكويت المركزي، النشرة الاقتصادية الفصلية (ربع سنوية)، أعداد مختلفة.

Arango, S. and Nadiri, I. M. (1981), **Demand for money in open economy,** Journal of Monetary Economics, 7, 69-83.

Baker SR, Bloom N, Davis SJ. (2016), **Measuring economic policy uncertainty.** Q J Econ. p. 1593–636.

Bahmani-Oskooee, M. and Malixi, M. (1990), **Exchange rate sensitivity of demand for money and effectiveness of fiscal and monetary policies,** Applied Economics, 22, 917-925.

Baharumshah, Zubaidi, S. Hamizah Mohd, and A. Mansur Masih, (2009), **The Stability of Money Demand in China: Evidence from the ARDL Model**, Economic Systems, 33, pp. 231-244.

Bernanke BS, Boivin J, Eliasz P. (2005), **Measuring the effects of monetary policy: a Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach.** Q J Econ. 387–422.

Bernanke, B. S. 2020, **The New Tools of Monetary Policy.** American Economic Review, 110 (4): 943–983.

Bloom N, Stephen B, John V. (2007), **Uncertainty and investment dynamics.** Rev Econ Stud. 2:391–415.
Chen SD, Sun YL. (2018), **The analysis of the output gap effect and risks of fluctuation in China's financial cycle.** Finan Forum. p. 25–34.

Engle, R. and Granger, C. (1987), **Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing**, Econometrica, 49, 251-276.

Georgiadis G, Mehl A. (2016), **Financial globalization and monetary policy effectiveness.** J Int Econ. 103:200–12.

Gordon, R. J. (1975), **The impact of aggregate demand on prices**, Brooking Papers on Economic Activity, 3, 683-730.

Guerrieri V, Lorenzoni G, Straub L, Werning I. (2020), **Macroeconomic Implications of COVID-19: Can Negative Supply Shocks Cause Demand Shortages?** NBER Working Paper No. w26918, 1–37.

Hamburger, M. J. (1977), **The demand for money in an open economy: Germany and United Kingdom, Journal of Monetary Economics,** 3, 25-40.

Hetzel, R. L. (1984), **Estimating money demand functions,** Journal of Money, Credit, and Banking, 16, 185-93.

IMF. **International Financial Statistics**. Various Issues.

Ireland, P. (2009), **On the welfare cost of inflation and the recent behavior of money demand**, American Economic Review, 99(3): 1040-1052.

Jin CY, Zhang DY. (2019), **The macro-adjustment and control effect of monetary policy under the condition of economic uncertainty in China.** J Xi'an Jiaotong Univers. 1–11.

Lee, C. and M. Chien, (2008), **Stability of Money Demand Function Revisited in China**, Applied Economics, 40, pp. 3185-3197.

Li FY, Yang MZ. (2015), **Can economic policy uncertainty influence corporate investment? The empirical research by using China economic policy uncertainty index.** *J Finan Res.* 4:115–29.

Liu JQ, Xie YZ. (2016), **The characteristics of monetary policy changes and the choice of control modes in the period of "new normal".** J Finan Res. p. 1–17.

Logue, D. E. and Willet, T. D. (1974), **The effects of exchange rate adjustment on international investments,** in Effects of Exchange Rate Adjustments, Washington, Treasury Department, OASIA Res., pp. 137-150.

Lucas, R. E., Jr. (2000), **Inflation and welfare**, Econometrica, 68(2): 247-274.

Ma L, Fan W. (2021), **Research on the monetary policy regulation mechanism responding to the epidemic shock.** Econ Sci. 219–32.

MacKinnon, R. (1982), **Currency substitution and instability in the world dollar standard**, American Economic Review, 72, 320-33.

Mccallum BT. (1988), **Robustness properties of a rule for monetary policy**. Carnegie Rochest Conf Ser Public Policy. 29:173–203.

Meltzer, A. H. (1963), **The demand for money: the evidence from the time series,** Journal of Political Economy, 71: 219-246.

Mundell, A. R. (1963), **Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates,** Canadian Journal of Economics and Political Science, 29, 475-85.

Pellegrino G. (2018), **Uncertainty and the real effects of monetary policy shocks in the Euro area.** Econ Lett. p. 162:177–81.

Pindyck, R. L., and D. L. Rubinfeld. (1981), **Econometric Models and Economic Forecasts**. Second Edition. Tokyo, McGraw-Hill International Book Company.

Phillips, P. (1987), **Time services regression with a root**, Econometrica, 55, 277-301.
Phillips, P. and Perron, P. (1988), **Testing for a unit root in time series regression**, Biometrica, 75, 335-46.

Silvia M, Giovanni R. (2017), **The Transmission of Monetary Policy Shocks.** The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS), p. 1136.

Song YG, Hao F, Hao XZ, Gozgor G. (2021), **Economic policy uncertainty, outward foreign direct investments, and green total factor productivity: evidence from firm-level data in China.** Sustainability. 4:2339.

Stock JH. (2020), **Reopening the Coronavirus-Closed Economy**, Vol. 60. Technical Report. Hutchins Center Working Paper.

Talavera O, Tsapin A, Zholud O. (2006),**Macroeconomic uncertainty and bank lending: the case of Ukraine,** DIW Discussion Papers, No. 637.

Talavera O, Tsapin A, Zholud O. (2012), **Macroeconomic uncertainty and bank lending: the case of Ukraine.** *Econ Syst.* 36:279–93.

Taylor JB. (1993), **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie Rochest Conf Ser Public Policy. 195–214.

Wu, Ge, (2009), **Broad Money Demand and Asset Substitution in China**

Wu, W. Tiwari AK, Gozgor G, Leping H. (2021), **Does economic policy uncertainty affect crypto currency markets? Evidence from Twitter-based uncertainty measures.** Res Int Bus Finan. 58:101478.

Zhang L, Jiang L. (2020), **Orientation evolution and quantity-price transition of China's Monetary policy regulation: also on the imitative effect of quantitative measurement of regulation orientation.** Contemp Finan Econ. p. 52–65.

Zhuang ZG, Cui XY, Zhao XJ. (2016), **Uncertainty, macroeconomic fluctuation and the choice of monetary policy rules in China: the quantitative analysis based on Bayesian DSGE model.** Manag World. p. 20–31+187.

Xu Z. (2018), **Transformation of monetary policy in the high-quality development stage.** *J Finan Res.* (2018) 4:1–19.

Xu ZW, Wang WF. (2019), Does policy uncertainty drive Chinese aggregate fluctuations? —Evidence and dynamic analysis. *China Econ Q.* p. 23–50.