English

دولة قطر

جهاز الإحصاء

منهجية مسح القوى العاملة بالعينة 2009

الفهرس

الموضوع	رقم الصفحة
تصميم العينة، العمليات الميدانية ومنهجية إعداد الأوزان	3
1- تصميم العينة	4
2- العمليات الميدانية	11
3- منهجية إعداد الأوزان	14
الأخطاء المعيارية لتقديرات المسح	17

تصميم العينة، العمليات الميدانية ومنهجية إعداد الأوزان

1- تصميم العينـــــة

كما هو الحال في دول أخرى في المنطقة فإن لقطر اثنين من الخصائص تتعلق بسكانها ووضعها الإسكاني. ولهاتين الخاصيتين تأثير مهم في تصميم مسوح القوى العاملة بالعينة علاوة على أنواع أخرى من مسوح الأسر. الخاصية الأولى هي النسبة العالية من العمال غير القطريين الذين يعيشون في مناطق متفرقة تختلف عموما عن مناطق القطريين السكنية. والخاصية الثانية هي وجود وحدات سكنية جماعية كثيرة يقطنها العمال غير القطريين في وحدات مزدحمة يقدمها أرباب العمل أو تؤجر مباشرة من أصحاب الوحدات السكنية.

وبسبب هاتين السمتين فإن طريقة معاينة المناطق المتعددة المراحل مع مجموعة واحدة من وحدات المعاينة الأساسية تكون غير فعالة.وقد لا تحتوي وحدات المعاينة الأساسية المنتقاة في المرحلة الأولى عددا كافيا من فئتي الأسر القطرية وغير القطرية وقد لا تشمل أي أسر جماعية بسبب تركيزها الجغرافي.

ولهذه الأسباب فقد استند تصميم العينة في مسح القوى العاملة في أكتوبر 2009، شأنه شأن تصميم المسوح التي سبقته، على عينات مستقلة مستقاة من مجموعات واضحة من وحدات المعاينة الأساسية المعدة على نحو خاص وتغطي كل مجموعة الدولة كلها وصممت لتضم عددا مستهدفا من الأسر من نوع معين أي:

1- الأسر العادية القطرية
2- الأسر العادية غير القطرية
3- الأسر الجماعية غير القطرية الكبيرة

إن الأسر الجماعية الصغيرة التي تضم ستة أشخاص غير قطريين أو أقل تم استيعابها في الأسر العادية غير القطرية.

وتصف الفقرات التالية تصميم العينة لمجالين رئيسين في المسح يتناولان الأسر القطرية والأسر العادية غير القطرية. وفي نهاية الفقرات هنالك ثمة قسم مستقل يصف الأسر غير القطرية الجماعية الكبيرة.

- **حجـم العينــة**

تم تحديد حجم العينة المستهدفة لكل من المجالين الرئيسين في المسح إلى 2200 أسرة قطرية و 2200 أسرة عادية غير قطرية. إن هذا التخصيص للعينات يمنح نسبيا معدل شمول أعلى للأسر القطرية بالمقارنة مع الأسر غير القطرية. ويبرر التخصيص غير المتناسب لاعتبارين اثنين. إن الدقة المطلوبة للأسر القطرية أعلى من الدقة المطلوبة للأسر غير القطرية. كما أنه لما كان السكان غير القطريين عموما أكثر تجانسا من حيث التوزيع العمري والخصائص الاجتماعية والديموغرافية الأخرى فيمكن الافتراض أن متطلب العينة للمستوى نفسه من الدقة للسكان غير القطريين أقل من متطلب العينة المقابل للسكان الأكثر عدم تجانس.

- **وحدات المعاينة الأساسية**

كما في المسوح السابقة قسمت قطر إلى وحدات معاينة أساسية على نحو مستقل للأسر القطرية والأسر غير القطرية والأسر الجماعية الكبيرة. وهكذا فقد قسم المجتمع نفسه إلى مكونات ثلاث مرات وأدى إلى نشوء ثلاث مجموعات من عينات المناطق المتداخلة. وتتكون كل عينة منطقة من مجموعة من وحدات معاينة أساسية أعدت بتجميع كتل متجاورة بحيث تحتوي كل وحدة معاينة أساسية نحو 60 أسرة من نوع معين وفقا لإطار أكتوبر 2007. وتراعي وحدات المعاينة الأساسية إلى المدى الممكن الهيكل الإداري لدولة قطر. وهكذا فقد قلص إلى الحد الأدنى عدد وحدات المعاينة الأساسية التي تتجاوز المناطق وجرى تجنب تلك الوحدات التي تتجاوز حدود البلديات بقدر الإمكان.

جدول (1) أطر المناطق الأولية لوحدات المعاينة الأساسية للأسر القطرية والأسر الغير قطرية

البلدية	اطر مناطق القطريين		أطر مناطق غير القطريين	
	وحدات المعاينة الأساسية	الأسر	وحدات المعاينة الأساسية	الأسر
المجموع	**402**	**31043**	**635**	**78651**
الدوحة	151	11076	407	50809
الريان	174	13532	154	19322
الوكرة	22	1672	41	4330
أم صلال	24	2381	12	1281
الخور	13	810	13	2196
الشمال	6	349	4	337
الظعاين	12	1223	4	376

أطر المناطق الناتجة كانت مماثلة للأطر التي استخدمت في مسح القوى العاملة بالعينة لعام 2008 مكوناً من 402 وحدة معاينة أساسية لاختيار الأسر القطرية و635 وحدة معاينة أساسية للأسر العادية غير القطرية. ويبلغ معدل حجم وحدة المعاينة الأساسية نحو 77 أسرة في إطار الأسر القطرية و نحو 124 في إطار الأسر غير القطرية. جرى تصميم العينة بحيث يتم اختيار وحدة معاينة أساسية واحدة على الأقل من كل بلدية وثمة بلدية واحدة في إطار الأسر القطرية تضم وحدة معاينة أساسية واحدة – كما أنه في إطار الأسر غير القطرية ثمة بلديتان بكل منهما وحدة معاينة أساسية واحدة. وحدات المعاينة الأساسية الثلاث هذه تم اختيارها لضمان تغطيتها بالمسح. هنالك وحدات معاينة أساسية أخرى تم اختيارها على نحوٍ مؤكد. وهذه هى وحدات المعاينة الأساسية الكبيرة والتي تحتوي على أكثر من 310 أسرة قطرية أو 380 أسرة عادية غير قطرية وتحتوي أطر مناطق القطريين وغير القطريين عددا محدودا من وحدات المعاينة الأساسية الصغيرة التي تضم أقل من 22 أسرة. وكان في الإمكان جمع وحدات المعاينة الأساسية الصغيرة هذه مع وحدات معاينة أساسية مجاورة غير أن المجموعة الناتجة كانت ستزيد احتمالات اختيار وحدات المعاينة الأساسية الأكبر وبالتالي كلفة إعداد القائمة إذا اختيرت في العينة.

- **احتمالية معاينة وحدات المعاينة الأساسية**

يبلغ حجم العينة المطلوبة من وحدات المعاينة الأساسية 100=2200 /22 لحجم العينة الكلي لـ 2200 أسرة (قطرية أو غير قطرية حسب مقتضى الحال) و 22 أسرة عينة لكل وحدة معاينة أساسية .

لقد نفذت خطة المعاينة لاختيار 100 وحدات معاينة أساسية بتصنيف كل من إطاري المناطق بحسب البلدية والمنطقة ثم سحب عينة منتظمة من وحدات المعاينة الأساسية مع احتمالات متناسبة مع الحجم من الأطر المصنفة. وينطوي هذا الإجراء على توليد عشوائي واحد لكل إطار ويوصى به لبساطته.

الجدول التالي يعرض نتائج عمليتي اختيار، واحدة من إطار الأسر القطرية والأخرى من إطار الأسر غير القطرية.

جدول (2) وحدات المعاينة الأساسية للأسر القطرية وغير القطرية التي سحبت كعينة منتظمة مع احتمالات تتناسب مع الحجم

البلدية	عينة ا لأسر القطرية				عينة الأسر غير القطرية			
	وحدات المعاينة الأساسية	مجموع الأسر في الإطار	أسر قوائم أكتوبر 2009	الأسر المختارة كعينة أكتوبر 2009	وحدات المعاينة الأساسية	مجموع الأسر في الإطار	أسر قوائم أكتوبر 2009	الأسر المختارة كعينة أكتوبر 2009
المجموع	99	9961	11076	2178	100	19085	16212	2200
الدوحة	35	2874	2783	770	64	11532	10537	1408
الريان	43	4634	4859	946	24	5344	4477	528
الوكرة	6	480	594	132	5	602	502	110
أم صلال	7	1120	1093	154	2	212	282	44
الخور	3	170	185	66	3	1176	206	66
الشمال	1	62	53	22	1	95	84	22
الظعاين	4	621	557	88	1	124	124	22

كما موضح بالجدول وبسبب تدوير أسلوب العينة المنتظمة فقد تم فعلياً اختيار 99 وحدة معاينة أساسية وليس 100 وذلك بالنسبة لعينة الأسر القطرية.

تحتوي العينة القطرية على ثلاثة وحدات معاينة أساسية ذاتية التمثيل وهي 3 وحدات معاينة أساسية كبيرة تضم أكثر من 310 أسرة قطرية : أسلوب المعاينة المنتظم (100/31043=310).

وفي عينة الأسر غير القطرية توجد وحدة معاينة أساسية واحدة ذاتية التمثيل هي وحدة معاينة أساسية كبيرة تضم أكثر من 380 أسرة عادية غير قطرية.

يمكن التحقق من أن تخصيص عينة وحدات المعاينة الأساسية بين البلديات الباقية يتناسب أساسا مع العدد المقابل من الأسر القطرية وغير القطرية في البلدية.

- **احتمالية معاينة الأسر**

بعد اختيار عينة وحدات المعاينة الأساسية من كل من الإطارين تم اختيار عينة مكونة من 22 أسرة من كل وحدة معاينة أساسية مختارة. وحدات المعاينة الأساسية المختارة لم يتم تحديثها بسبب ضيق الوقت والترتيبات الإدارية. وعليه فإن الأسر بالمناطق التي تشهد حركة كبيرة وكذلك التي تشهد بناء وحدات سكنية جديدة ربما لم يتم تمثيلها بشكل جيد في العينة.

تم استخدام القائمة النهائية للأسر في وحدات المعاينة الأساسية (أنظر الجدول 2، العمود الرابع والعمود الثامن) لاختيار المستوى التالي من وحدات المعاينة أي الأسر. ووفقا للتصميم اختيرت عينة من 22 أسرة من كل وحدة معاينة أساسية . إذا حدث أن كانت هنالك وحدة معاينة أساسية تمتد على مساحة جغرافية شاسعة فإنه يتم تقسيمها على وحدات واقعية أصغر تضم كل منها 22 أسرة تقريباً .

تم القيام باختيار العينة من خلال أسلوب منتظم دائري. وعليه إذا كانت وحدة المعاينة الأساسية تضم 68 أسرة في القوائم النهائية فإنه يتم اختيار رقم عشوائي بين الرقم 1 والرقم 68 ولنأخذ الرقم 27 على سبيل المثال. يتم استخدام القيمة الجزئية للنسبة 22/68 = 3,1 وبالتالي فإن العينة تتكون من الأسر التي تحمل الأرقام المسلسلة 27 ، 30 ، 33 ، 36 ، 39 ، 42 ، 46 ، 49 ، 52 ، 55 ، 58 ، 61 ، 64 ، 67 ، 2 ، 5 ، 8 ، 12 ، 15 ، 18 ، 21 و24.

ويبين الجدول التالي متوسط عدد الأسر لكل وحدة معاينة أساسية والحد الأدنى والحد الأقصى في أطر الأسر القطرية وغير القطرية كل على نحو مستقل.

جدول (3) العدد الأدنى والأعلى ومتوسط عدد الأسر الواردة في قوائم الأسر لوحدات المعاينة الأولية

البيـــــان	الحد الأدنى	المتوسط	الحد الأعلى
إطار مناطق الأسر القطرية	2	77	45
إطار مناطق الأسر غير القطرية	61	124	830

- **معاينة الأسر الجماعية**

كما في المسوح السابقة جرى تمييز نوعان من الأسر الجماعية:

(أ) الأسر الجماعية الصغيرة وتضم من 1 إلى 6 أفراد.

(ب) الأسر الجماعية الكبيرة وتضم 7 أشخاص فأكثر.

- **الأسر الجماعية الصغيرة**

لأغراض مسح القوى العاملة تم استيعاب الأسر الجماعية الصغيرة في الأسر العادية غير القطرية. وهكذا فقد استمدت عينة الأشخاص غير القطريين الذين يعيشون في أسر جماعية صغيرة من عينة وحدات المعاينة الأساسية لإطار معاينة الأسر غير القطرية. ويتجنب هذا الأسلوب إقامة وحدات معاينة أساسية خاصة للأسر الجماعية الصغيرة.

وكجزء من الـ 100وحدة معاينة أساسية الخاصة بالأسر غير القطرية فقد حددت 2961 أسرة جماعية صغيرة موجودة في 94 وحدة معاينة أساسية ووضعت في قوائم منفصلة. ومن هذه القائمة اختيرت عينة من 571 أسرة جماعية صغيرة، وكحد أقصى 7 أسر جماعية لكل وحدة معاينة أساسية تم اختيارها من خلال عينة عشوائية بسيطة ضمن كل من وحدات المعاينة الأساسية للأسر غير القطرية البالغ عددها 94 في وحدات المعاينة الأساسية التي بها أقل من 7 أسر جماعية فقد جرى اختيار كافة الأسر الجماعية بها .

- **الأسر الجماعية الكبيرة**

وفقا لإطار اختيار العينة بلغ عدد الأسر الجماعية الكبيرة (التي تضم أكثر من 6 أفراد لكل أسرة) 14884 أسرة تضم 733855 فرد. وتتباين الأسر الجماعية الكبيرة كثيرا في الحجم من حد أدنى يبلغ 7 أفراد إلى بضعة آلاف فرد في كتل سكانية كثيفة. وبالمقارنة فإن التباين الجغرافي للأسر الجماعية الكبيرة ضيق نوعا ما.

وبسبب التباين الواسع في حجم الأسر الجماعية الكبيرة وبسبب تركيزها الجغرافي النسبي فقد لا يكون أمرا فعالا الجمع بين المربعات في وحدات معاينة أساسية متجانسة كما هو مقترح في تصميم المعاينة للأسر العادية القطرية وغير القطرية. وفي حالة الأسر الجماعية الكبيرة فقد تقرر أخذ العينة مباشرة من الإطار باحتمالية تتناسب مع الحجم حيث يقاس الحجم بعد الأفراد في الأسر الجماعية وفقاً لبيانات الإطار. تم اعتماد هذا الأسلوب في مسح 2008 بسبب ضيق الوقت الذي لم يسمح بعمل تحديث لبيانات الإطار.

تم اختيار 126 أسرة جماعية (ضمت كل منها 500 فرد أو أكثر) بشكل مباشر ومؤكد. إضافة إلى ذلك ضمت العينة 1029 أسرة جماعية كبيرة تم اختيارها باحتمالية تتناسب مع الحجم وبالتالي بلغ حجم العينة 1155 أسرة جماعية

في كل أسرة جماعية وردت بالعينة تم اختيار عدد محدد من الأفراد (4 أفراد لكل أسرة جماعية) كعينة للمسح.

إن استخدام عدد محدد من الأفراد لكل أسرة جماعية يتفق مع شرط التصميم الذاتي الترجيح. ويستند اختيار 4 أشخاص لكل أسرة جماعية على حقيقة أن الحجم الأدنى لأسرة جماعية كبيرة هو 7 ولذا فإن معاينة 4 أشخاص يشمل نحو واحد من كل شخصين في الأسر الجماعية الأصغر.

2- العمليات الميدانيـــة

يصف هذا الجزء ثلاثة جوانب للعمليات الميدانية ذات التأثير على العينة النهائية ومنهجية عمل الأوزان أي عمل القائم والعينة النهائية والاستجابة.

- **إعداد القوائم**

وفقا لتصميم العينة اختيرت عينة من 99 وحدة معاينة أساسية (3 ذاتية التمثيل 96 غير ذاتية التمثيل) مع احتمالية متناسبة مع الحجم من 402 وحدة معاينة أساسية للأسر القطرية مبنية على أساس إطار المناطق. كما ذكر سابقاً فإنه بسبب ضيق الوقت والترتيبات الإدارية فإنه لم يكن بالإمكان القيام بتحديث بيانات وحدات المعاينة الاساسية الـ 99. وتقرر تصحيح هذا الضعف في مرحلة عمل التقديرات من خلال معايرة الأوزان المستخلصة بالإسقاطات السكانية حسبما هو موضح في الفقرات التالية.

- **العينة النهائية**

الجدول (4) أدناه يوضح مكونات العينة النهائية والتي تتألف من 2178 أسرة قطرية و 2200 أسرة عادية غير قطرية و 2070 فردا يعيشون في أسر جماعية صغيرة و 4496 فردا يعيشون في أسر جماعية كبيرة، كما يشير الجدول الموجز أدناه.

جدول (4) العينة النهائية للأسر القطرية وغير القطرية والأفراد في الأسر الجماعية الصغيرة والكبيرة

البيـــان	القوائم		العينة	
	الأســر	الأفــراد	الأســر	الأفــراد
الأســر القطرية	10124	95544	2178	20411
الأســر غير القطرية	16212	63243	2200	8862
الأسر الجماعية الصغيرة (1)	3077	13277	576(1)	2070
الأسر الجماعية الكبيرة (2)	1155	-	1155(2)	4496

ملاحظات

(1) أسر جماعية صغيرة تضم 6 أفراد أو أقل.

(2) أسرة جماعية كبيرة تضم 7 أفراد أو أكثر.

اختيرت عينة الأسر العادية القطرية وغير القطرية من عينات الـ 99 وحدة معاينة أساسية، 22 أسرة لكل وحدة معاينة أساسية وفقا لتصميم العينة. ويقل عدد الأسر في العينة القطرية بعض الشيء عن العدد المستهدف البالغ 2200 (= 100x 22) لأن بعض وحدات المعاينة الأساسية كانت تضم أقل من 22 أسرة قطرية.

ويشكل أفراد العينة الـ 2070 في الأسر الجماعية الصغيرة كل أفراد هذه الأسر. وقد أختير أفراد العينة الـ 4496 في الأسر الجماعية الكبيرة وفقا لتصميم العينة نفسه أي 4 أفراد لكل أسرة جماعية. واختيرت في الأسر الجماعية الكبيرة جدا (التي تضم أكثر من 2500 شخص) عينات متعددة من 4 أفراد لتحسين تمثيل المعاينة لأفراد تلك الأسر الجماعية.

- **الاستجابة**

يبين الجدول التالي نتائج المرحلة الأخيرة من العمليات الميدانية حيث جرى الاتصال بالأسر والأفراد لغرض إجراء المقابلة. ويشير الجدول إلى نوع الاستجابة لكل فئة من وحدات العينات.

جدول (5) العينات النهائية حسب نوع الاستجابة

البيـــان	الأسر القطرية		الأسر العادية غير القطرية		غير القطريين في الأسر الجماعية الصغيرة	غير القطريين في الأسر الجماعية الكبيرة
	أسر	أشخاص	أسر	أشخاص	أشخاص	أشخاص
المجموع	**2178**	**20411**	**2200**	**8862**	**2070**	**4620**
استجابة كاملة	2119	19513	2186	8557	1721	4496
استجابة جزئية	0	-	0	-	-	-
الرفـــض	15	-	1	-	-	-
خارج النطـــاق	22	-	4	-	-	-
غير موجود	22	-	9	-	-	-

يميز الجدول بين الاستجابة الكاملة والاستجابة الجزئية والرفض وخارج النطاق والغياب. الاستجابة الكاملة هو عندما يتم الحصول على البيانات عن كل الأفراد في الأسر في العينة. والاستجابة الجزئية عندما تكون البيانات لبعض الأفراد ولكن ليس لكل الأفراد في أسر العينة. والرفض عندما ترفض أسرة أو فرد في العينة المشاركة في المسح. أما خارج النطاق فيشير إلى الحالة عندما يكتشف أن الأسرة أو الفرد في العينة خارج نطاق المسح، مثلا يكتشف أن أسرة في العينة القطرية هي غير قطرية أو يكتشف أن عنوانا لأسرة عادية غير قطرية هو مؤسسة تجارية. أما غير موجود فتعني أنه لا يمكن الاتصال بالأسرة أو الفرد في العينة بسبب غياب مؤقت.

على أساس الجدول (5) تحتسب معدلات الاستجابة للفئات المختلفة من وحدات العينات. إن معدل الاستجابة هو النسبة المئوية للأسر أو الأفراد المستجيبين كنسبة من العدد الكلي للأسر أو الأفراد في العينة ضمن نطاق فئة المسح. ويبين الجدول التالي النتائج:

جدول (6) معدل الاستجابة حسب فئة وحدات العينة

البيـــان	الأســر	الأفــراد
الأسـر القطرية	% 98.3	% 95.6
الأسـر غير القطرية	% 99.4	% 96.6
الأسر الجماعية الصغيرة (1)	-	% 83.1
الأسر الجماعية الكبيرة (2)	-	% 97.3

ملاحظات

(1) أسر جماعية صغيرة تضم 6 أفراد أو أقل.

(2) أسرة جماعية كبيرة تضم 7 أفراد أو أكثر.

كما في المسوح السابقة، كانت معدلات الاستجابة عالية جدا في قطر. غير أن معدل الاستجابة أقل بعض الشيء بين الأسر القطرية (98.3%) بالمقارنة مع الأسر غير القطرية (99.4%). ومعدلات استجابة الأفراد كانت أقل بشكل عام من المعدلات المقابلة للأسر.

3- منهجية إعداد الأوزان

تشكل الأوزان العامة من ثلاثة مكونات: الأوزان التي تمثل تصميم العينة، عوامل التعديل لعدم الاستجابة، والعوامل النهائية لتعديل النتائج وفق الضوابط الإجمالية للمجتمع التي يحصل عليها من المصادر الخارجية.

- **تصميم الأوزان**

تصميم الأوزان المتعلقة بأي وحدة معاينة محددة يتم الوصول إليه عن طريق احتساب مقلوب احتمال اختيار تلك الوحدة . علي سبيل المثال فإن احتمال اختيار أسرة قطرية ما هو ناتج ضرب ثلاثة احتمالات : احتمال اختيار وحدة المعاينة الأساسية التي تقطن فيها الأسرة، احتمال اختيار تلك الأسرة بالذات في عينة وحدة المعاينة الأساسية. وهكذا فإن تصميم الوزن المرتبط بأسرة قطرية معينة في عينة وحدة المعاينة الأساسية ($_i$) يمثل كما يلي:

$$w_i = 1 / p_i$$

حيث أن p_i هو احتمال اختيار الأسرة القطرية في وحدة المعاينة الأساسية PSUi ويعبر عنها كما يلي:

$$p_i = Prob\ (PSU_i)\ (mi / M'_i)$$

M'_i = العدد الكلي للأسر القطرية في PSUi (وفقا للقائمة المحدثة)

m_i = عدد عينة الأسر القطرية في PSU_i

إن احتمال اختيار PSU_i يعادل 1 إذا كان PSU_i ذاتية التمثيل. وخلافا لذلك يعبر عن ذلك كما يلي:

$$Prob(PSU_i) = n\ M_i\ /M$$

n = عدد وحدات المعاينة الأساسية غير ذاتية التمثيل في العينة

M_i = العدد الكلي للأسر القطرية في PSU_i (وفقا للإطار الجغرافي للأسر القطرية)

M = العدد الكلي للأسر القطرية في كل وحدات المعاينة الأساسية غير ذاتية التمثيل (وفقا للإطار الجغرافي للأسر القطرية)

وفي معظم الحالات فإن mi = 22 ويقترب M'_i كثيرا من M_i، وهذا يقود إلى احتمالات متساوية تقريبا في الاختيار. وبصورة مماثلة نحصل على مخطط ذاتي الوزن للأسر غير القطرية والأسر الجماعية الصغيرة. وأي ابتعاد عن ذاتية الوزن يكون بسبب (أ) الفروق بين عدد الأسر الذي حصلنا عليه في عملية تحديث القوائم مقابل العدد في إطار المنطقة، (ب) اختيار بلديات معينة ذات احتمال واحد و (ج) العدد أقل من المطلوب لأخذ العينات في وحدات المعاينة الصغيرة جدا.

وفي حالة الأفراد في الأسر الجماعية الكبيرة فإن تصميم الأوزان يتم حسابه من المعادلة الأساسية نفسها:

$$w_i = 1 / p_i$$

حيث pi هو احتمال اختيار الفرد في الأسرة الجماعية i ويعبر عن ذلك بالمعادلة التالية:

$$p_i = \text{Prob (collective household }_i) (m_i / M'_i)$$

حيث Mi هو عدد الأفراد في الأسرة الجماعية الكبيرة i و mi هو عدد الأفراد في العينة ($m_i = 4$).

- **معالجة عدم الاستجابة**

عدلت تصاميم الأوزان wj لمعالجة عدم إستجابة الأسر والأفراد ضمن الأسر. ويمكن عموما التعبير عن معامل التعديل كما يلي:

$$w'_i = \alpha_i w_i$$

حيث α_i هو معامل التعديل لعدم إستجابة الأسر والأفراد في PSU_i (أو الأسرة الجماعية الكبيرة i)

وإذا أمكن افتراض التشابه الأساسي بين الأسر والأفراد المستجيبين وغير المستجيبين في وحدة معاينة أساسية (أو الأسرة الجماعية) فيما يخص الموضوعات الرئيسية لمسح القوى العاملة ، يمكن احتساب معامل التعديل من خلال مقلوب معدل الاستجابة في PSUi (أو الأسرة الجماعيةi) باستخدام المعادلة التالية:

$$\alpha_i = m_i / m'_i$$

حيث mi هو عدد أسر العينة في PSUi و m'i هو عدد أسر العينة ذات الاستجابة الكاملة في PSUi

وفي حالة الأفراد يتخذ المعامل αi الشكل التالي:

$$\alpha_i = m_i / m'_i \times u'_i / u''_i$$

حيث أن u'_i هو عدد الأفراد في الأسر ذات الاستجابة الكاملة وu''_i هو عدد الأفراد ذوو الاستجابة الكاملة ضمن الأسرة المستجيبة.

- **معالجة مجاميع المجتمع**

عدلت الأوزان لتتوافق مع مجاميع السكان التي تم الحصول عليها من الإسقاطات السكانية وكذلك السجلات الإدارية

الأوزان المعايرة جرى احتسابها بحيث تتوافق مع الإسقاطات السكانية

الأخطاء المعيارية لتقديرات المسح

الأخطاء المعيارية لتقديرات المسح

- **المقدمة**

كما هو الحال في أي مسح بالعينة فإن نتائج مسح القوى العاملة 2009 عرضة لأخطاء المعاينة. تنشأ أخطاء المعاينة بسبب حقيقة أن المسح لا يشمل كل عناصر السكان بل قسما مختارا منهم.

إن خطأ المعاينة في تقدير ما هو الفرق بين تقدير يستند على مسح بالعينة ونفس التقدير المشتق من تعداد كامل في ظل ظروف متماثلة. ويمكن فصل خطأ المعاينة إلى مكونين: (1) التحيز في أخذ العينة و (2) التباين في العينة.

يعكس تحيز العينة الخطأ المنتظم الذي قد يحدث بسبب (أ) عدم تمثيل إطار العينة للسكان المستهدفين (أخطاء التغطية) (ب) عدم اختيار العينة وفقا للمخطط المحدد حسب تصميم العينة و (ج) عدم عد كافة الوحدات المختارة في العينة بنجاح (أخطاء عدم الاستجابة).

ويمثل تباين العينة عدم التأكد المرتبط بتقدير عينة ما بسبب العينة المحددة والتي استخدمت لتقدير هذا التباين من بين كافة العينات الأخرى التي كان يمكن اختيارها من الإطار بموجب مخطط المعاينة نفسه.

الأخطاء المعيارية لتقديرات المسح

بسبب اعتماد عملية الاختيار في مسح القوى العاملة على مخطط عينة عشوائية مع احتمالات معروفة، فإن تباين العينة لتقديرات المسح يمكن احتسابها من نتائج العينة نفسها. وهذه السمة للعينة العشوائية عنصر جوهري يميز العينات الاحتمالية عن الأساليب الأخرى لأخذ العينات مثل أخذ العينات بالحصة أو أخذ العينات المقصودة.

يتضمن الجدول (1) أدناه الأخطاء المعيارية لتقديرات المجاميع الرئيسية أي حجم السكان، السكان في سن العمل (15 سنة فأكثر)، السكان النشيطون اقتصاديا (القوى العاملة)، عدد الأشخاص المشتغلين والعاطلين عن العمل، وعدد الأشخاص غير النشيطين اقتصاديا (خارج القوى العاملة) للقطريين وغير القطريين على نحو منفصل.

ويتضمن الجدول (2) أخطاء معيارية تقريبية لأي تقديرات تجميعية أخرى للقطريين ولغير القطريين على نحو منفصل. ويتضمن الجدول (3) الأخطاء المعيارية للمعدلات والنسب الرئيسية: معدل مشاركة القوى العاملة، نسب التشغيل / السكان، ونسبة البطالة.

الجدول (1): الخطأ المعياري وفترة الثقة للمجاميع الرئيسية، أكتوبر 2009

البيـــان	تقديرات المسح	الخطأ المعياري	فترة الثقة	
			الحد الأدنى	الحد الأعلى
إجمالي السكان	1,663,351	31,285	1,602,033	1,724,669
السكان 15 فأكثر	1,442,649	27,814	1,388,133	1,497,165
▪ قطريون	146,304	5,070	136,366	156,242
– ذكور	73,182	2,457	68,365	77,999
– إناث	73,122	2,737	67,757	78,487
▪ غير قطريين	1,296,345	26,937	1,243,549	1,349,141
– ذكور	1,113,438	26,102	1,062,279	1,164,597
– إناث	182,907	6,270	170,618	195,196
السكان النشطون اقتصادياً (القوى العاملة)	1,265,432	26,271	1,213,941	1,316,923
▪ قطريون	72,288	2,408	67,569	77,007
– ذكور	45,980	1,590	42,864	49,096
– إناث	26,308	1,086	24,180	28,436
▪ غير قطريين	1,193,144	25,964	1,142,255	1,244,033
– ذكور	1,093,654	25,992	1,042,709	1,144,599
– إناث	99,490	4,574	90,524	108,456
المشتغلون	1,261,471	26,236	1,210,049	1,312,893
▪ قطريون	70,644	2,370	66,000	75,288
– ذكور	45,242	1,560	42,184	48,300
– إناث	25,402	1,073	23,299	27,505
▪ غير قطريين	1,190,827	25,937	1,139,990	1,241,664
– ذكور	1,092,844	25,986	1,041,912	1,143,776
– إناث	97,983	4,560	89,045	106,921

البيـــان	تقديرات المسح	الخطأ المعياري	فترة الثقة	
			الحد الأدنى	الحد الأعلى
العاطلون عن العمل	3,961	451	3,078	4,844
▪ قطريون	1,644	199	1,253	2,035
– ذكور	738	133	477	999
– إناث	906	125	661	1,151
▪ غير القطريين	2,317	404	1,526	3,108
– ذكور	810	203	412	1,208
– إناث	1,507	354	813	2,201
السكان غير النشيطين اقتصاديا (خارج القوى العاملة)	177,217	5,542	166,354	188,080
▪ قطريون	74,016	2,990	68,155	79,877
– ذكور	27,202	1,089	25,067	29,337
– إناث	46,814	2,076	42,745	50,883
▪ غير القطريين	103,201	4,617	94,151	112,251
– ذكور	19,784	1,488	16,867	22,701
– إناث	83,417	3,587	76,387	90,447

الجدول (2). الأخطاء المعيارية العامة لأي مجموع مقدر،أكتوبر 2009

التقدير	كل السكان	القطريون	غير القطريين
500	212	92	188
1,000	300	132	267
2,000	426	193	380
5,000	677	331	617
10,000	965	523	906
20,000	1,389	876	1,373
50,000	2,305	1,888	2,559
100,000	3,502	3,552	4,815
200,000	5,573	6,869	7,274
500,000	11,256	-	13,468
1,000,000	20,417	-	22,945

الجدول (3): الخطأ المعياري وفترة الثقة للمعدلات والنسب المقدرة، أكتوبر 2009

البيـــان	تقديرات المسح	الخطأ المعياري	فترة الثقة	
			الحد الأدنى	الحد الأعلى
معدل مشاركة القوى العاملة	87.7%	0.4%	87.0%	88.4%
▪ قطريون	49.4%	0.7%	48.1%	50.7%
– ذكور	62.8%	0.7%	61.4%	64.2%
– إناث	36.0%	1.0%	33.9%	38.0%
▪ غير قطريين	92.0%	0.3%	91.4%	92.7%
– ذكور	98.2%	0.1%	98.0%	98.5%
– إناث	54.4%	1.4%	51.6%	57.2%
نسبة المشتغلون / السكان	87.4%	0.4%	86.7%	88.2%
▪ قطريون	48.3%	0.7%	46.9%	49.7%
– ذكور	61.8%	0.8%	60.3%	63.3%
– إناث	34.7%	1.1%	32.6%	36.8%
▪ غير قطريين	91.9%	0.4%	91.2%	92.6%
– ذكور	98.2%	0.1%	97.9%	98.4%
– إناث	53.6%	1.5%	50.7%	56.5%
معدل البطالة	0.3%	0.04%	0.2%	0.4%
▪ قطريون	2.3%	0.27%	1.7%	2.8%
– ذكور	1.6%	0.28%	1.1%	2.2%
– إناث	3.4%	0.47%	2.5%	4.4%
▪ غير القطريين	0.2%	0.03%	0.1%	0.3%
– ذكور	0.1%	0.02%	0.0%	0.1%
– إناث	1.5%	0.36%	0.8%	2.2%

- **استخدام الخطأ المعياري**

أحد استخدامات الخطأ المعياري هو تقييم مستوى دقة تقديرات المسح. فالخطأ المعياري المنخفض نسبيا يشير إلى دقة عالية للتقديرات. وعموما كلما كان الخطأ المعياري النسبي لتقدير ما منخفض كلما زادت دقة التقديرات. إن الخطأ المعياري النسبي لتقدير ما هو نسبة الخطأ المعياري إلى حجم التقدير. على سبيل المثال يمكن الاستنتاج من الجدول (1) أن تقدير عدد القطريون النشيطون اقتصادياً البالغ 72288 هو أقل دقة من تقدير غير القطريين النشيطون إقتصادياً البالغ 1193144 لأن الخطأ المعياري النسبي للتقدير الأول كان 3.3% أي أكثر قليلاً من الخطأ المعياري النسبي للتقدير الثاني البالغ 2.1%. وتتفق هذه النتيجة مع تصميم المسح الذي اختيرت عينات الأسر القطرية وفقه بمعدل أعلى من الأسر غير القطرية لأسباب تم شرحها في المنهجية.

استخدام آخر للخطأ المعياري هو احتساب فترات الثقة. بموجب افتراضات واسعة معينة يمكن القول إن القيمة الحقيقية لمتغير نقوم بدراسته تكون ما بين تقدير المسح ومضاعف الخطأ المعياري. وهكذا إذا كانت y تمثل تقدير المسح لمتغير ما فإن القيمة الحقيقية للمتغير الممثلة على سبيل المثال بـ θ تقع وبنسبة ثقة 95% في الفترة التالية:

$$y - 1.96 \text{ standard error} \le \theta \le y + 1.96 \text{ standard error} \quad (1).$$

وهكذا فيما يخص النتائج المبينة في الجدول (1) يمكن القول ، على سبيل المثال، إن القيمة الحقيقية للعدد الكلي للمشتغلين القطريين هو ضمن الفترة التالية:

$$70{,}644 - 1.96 \times 2{,}370 \le \theta \le 70{,}644 + 1.96 \times 2{,}370$$
$$65{,}999 \le \theta \le 75{,}289$$

وهكذا يمكن احتساب أن العدد الكلي للمشتغلين غير القطريين وبنسبة ثقة 95% يقع ضمن الفترة التالية:

$$1{,}190{,}827 - 1.96 \times 25{,}937 \le \theta \le 1{,}190{,}827 + 1.96 \times 25{,}937$$
$$1{,}139{,}990 \le \theta \le 1{,}241{,}664$$

وتشير هذه النتائج إلى أن تقدير التشغيل الكلي للقطريين دقيق بحدود هامش خطأ يبلغ 5000 والتقدير لغير القطريين هو ضمن هامش خطأ أعلى بكثير، نحو 52000.

(1) ثمة تفسير آخر أكثر دقة لفترة الثقة هو في صيغة عينات متكررة: إذا سحبت عينات أخرى وفقاً للتصميم نفسه واحتسب فترات الثقة في كل مرة يتوقع أن تشمل فترات الثقة الناتجة القيمة الحقيقية للمتغير بنسبة 95%.

ثمة استخدام آخر للخطأ المعياري وهو لتحديد الأهمية الإحصائية للفروق في تقديرات المسح. وتختلف تقديرات المسح لمتغيرين اثنين كثيرا الواحد عن الآخر إذا لم يكن الصفر في فترة الثقة للفرق بينهما.

- **احتساب الأخطاء المعيارية**

نحصل على الخطأ المعياري لتقدير ما باحتساب الجذر التربيعي للتباين المقابل له. وتحسب تباينات التقديرات هنا بطريقة مقارنة المكررات[2] وتشكل المكررات بتقديرات العناقيد النهائية والتي كانت بمسح القوى العاملة 2009 تتمثل في وحدات المعاينة الأساسية الـ 99 للقطريين والـ 100 لغير القطريين.[3] بالنسبة للأسر الجماعية الكبيرة تم حساب الخطأ المعياري مباشرة على العينة المكونة من 1155 أسرة جماعية كبيرة حيث أن اختيار العينة لم يتضمن وحدات معاينة أساسية.

ولأن الطريقة تتطلب وحدتي معاينة أساسيتين الأقل لكل شريحة فقد جمعت البلديات التي تضم وحدة معاينة أساسية واحدة لتشكيل شريحة أكبر لحساب الخطأ المعياري. وكانت هذه البلديات 6 و 7 و (الشمال والظعاين) وقد جمعت بوصفها الشريحة 6 والبلديتين 9 و 10 (جريان البطنة ومسيعيد) اللتين جمعتا بوصفهما الشريحة 7. وكان للبلديات 1 إلى 5 عدد كاف من وحدات المعاينة الأساسية ولذا فإن كل منها شكلت شريحة منفصلة أعطيت ترقيماً من 1 إلى 5.

ولمتغير ما y (لنقل معدل البطالة بين الذكور القطريين) يشتق تباين تقدير المسح بالمعادلة التالية:

$$Var(y) = \Sigma h\ [(1-fh)\ ah/(ah-1)\ \Sigma_i(zh_i - zh/ah)2],$$

(2)
Hansen, Hurwitz and Madow, Sample Survey Methods and Theory, Vol. I, New York, John Wiley, 1953.
Kish, Leslie, Survey Sampling, New York, John Wiley, 1965.
Verma, Vijay, Sampling Methods, Manuals for Statistical Trainers Number 2 (Revised), Statistical Institute for Asia and the Pacific, Tokyo, June 2002, Chapter 8.

(3) وحدات المعاينة الأساسية التي استخدمت لاختيار عينة الأسر غير القطرية جرى استخدامها كذلك لاختيار عينة الأسر الجماعية التي تضم أقل من 7 أفراد

حيث أن h تشير إلى شريحة ما، i وحدة معاينة أساسية مختارة، ah عدد وحدات المعاينة الأساسية المختارة في الشريحة h، fh=ah/Ah هو تصحيح المعاينة المحدد و Ah إجمالي عدد وحدات المعاينة الأساسية i في الشريحة h

$$zh_i = (yh_i - y\ xh_i)/x$$

حيث أن توضح $xh_i = \Sigma_j\ wh_{ij}$, $yh_i = \Sigma j\ wh_{ij}\ yh_{ij}$ و على التوالي تقديرات عدد العاطلين وحجم القوى العاملة استناداً على وحدة المعاينة الأساسية i حيث أن wh_{ij} هو وزن الأسرة j في وحدة المعاينة الأساسية i في الشريحة h و xh_i هو تقدير عدد الأسر الممثلة في وحدة المعاينة الأساسية i و x هو تقدير إجمالي عدد الأسر الممثلة في المسح.

ولغرض التبسيط يحسب الخطأ المعياري لتقديرات المتغيرات الأخرى بالتقريب باستخدام معادلة تباين عامة. وتقدر معادلة التباين العامة باستخدام نطاق من القيم y للأسر القطرية وغير القطرية كلا على حدة. وفيما يلي معادلة التباين العامة للتقدير y:

الأسر القطرية:

$$Var(y)/y = 16.4084 + 0.001097\ y$$

الأسر غير القطرية:

$$Var(y)/y = 69.9228 + 0.001220\ y \quad \text{if } Var(y)/y \le 150$$

$$= 199.0793 + 0.000327\ y \quad \text{if } Var(y)/y > 150$$

عربي

State of Qatar
Statistics Authority

Survey Methodology of labor force sample survey 2009

Index

Subject	Page No.
Sample Design, Field Operations and Weighting Procedures	3
1- Sample Design	4
2- Field Operations	11
3- Weighting procedures	14
Standard Errors of Survey Estimates	18

Sample Design, Field Operations and Weighting Procedures

1- Sample Design

As other countries in the region, Qatar has two particularities in respect to its population and its housing arrangement. These have important bearing on the sample design of labor force surveys as well as other types of household surveys. One of the particularities is the high proportion of non-Qatari workers, living in dispersed areas generally distinct from residential areas of Qataris. Another particularity is the existence of many collective housing quarters where non-Qatari workers live in crowded units provided by employers or rented directly from the landlords.

Because of these features, the commonly used methodology of multi-stage area sampling with a single set of PSU_s is not efficient. Primary sampling units (PSU) selected in the first stage may not contain sufficient number of households of either types, Qatari and non-Qatari, and may not include any collective households because of their geographical concentration.

For these reasons, the sample design of the October 2009 labor force survey, like the design of the earlier surveys, has been based on independent samples drawn from distinct sets of especially constructed PSU_s, each set covering the entire nation and designed to include a target number of households of given type, namely:

(i) Qatari regular households,

(ii) Non-Qatari regular households; and

(iii) Large non-Qatari collective households.

Small collective households containing six or less non-Qatari persons are assimilated with the non-Qatari regular households.

The following sections describe the sample design of the two main domains of the survey dealing with Qatari households and non-Qatari regular households. The sample design of the large collective non-Qatari households is described in a separate section at the end of the chapter.

- ## Sample Size

The target sample size of each of the two main domains of the survey has been set equally: 2200 Qatari households and 2200 non-Qatari regular households. In relative terms, this sample allocation assigns a higher rate of coverage of Qatari households as compared to non-Qatari households. The disproportionate allocation is justified by two considerations. The precision required for Qatari households is higher than the required precision for non-Qatari households. Also, as the non-Qatari population is generally more homogeneous in terms of age distribution and other socio-demographic characteristics, the sample requirement for the same level of precision may be assumed to be lower for the non-Qatari population than the corresponding sample requirement for the more heterogeneous Qatari population.

- ## Primary sampling units

Like in earlier surveys, the State of Qatar has been divided into Primary Sampling Units, separately for Qatari households, non-Qatari households and large collective households. The same surface has thus been divided into components three times, giving rise to three sets of overlapping area samples. Each area sample is composed of a set of PSU_s, constructed by grouping contiguous blocks such that each PSU contains about 60 households of the given type according to the October 2007 frame. The formation of PSU_s respects to the extent possible the administrative structure of the State of Qatar. Thus the number of PSU's that cut across zones is minimized and those cutting municipality boundaries are avoided to the extent possible.

Table (1) Preliminary Area Frames of PSU_s of Qatari Households and non-Qatari Regular Households

Municipality	Qatari Area Frame		Non-Qatari Area Frame	
	PSU_s	H/Hs	PSU_s	H/Hs
Total	402	31043	635	78651
Doha	151	11076	407	50809
Al Rayyan	174	13532	154	19322
Al Wakra	22	1672	41	4330
Umm Salal	24	2381	12	1281
Al Khor	13	810	13	2196
Al Shamal	6	349	4	337
Al Daayeen	12	1223	4	376

The resulting area frame is the same as the frame used in the 2008 LFS. It is composed of 402 PSU_s for selecting Qatari households, 635 PSU_s for non-Qatari regular households. The average size of a PSU is about 77 households in the Qatari frame and about 124 in the non-Qatari frame. The sample selection is designed so that at least one PSU is selected per municipality. In the Qatari frame, there is one municipality with just 1 PSU - in the non-Qatari frame there are two municipalities with 1 PSU. These three PSU_s would be selected in the sample with certainty to ensure their coverage in the survey. There are other PSU_s selected with certainty. These are large PSU_s with more than 310 Qatari or 380 non-Qatari regular households. Also, both the Qatari and non-Qatari area frames contain a limited number of small PSU_s with less than 22 households. These small PSU_s could have been combined with adjacent PSU_s but the combination would have increased the selection probabilities of the enlarged PSU_s and consequently the cost of listing if selected in the sample.

- **Probability sampling of PSU_s**

For a total sample size of 2200 households (Qatari or non-Qatari households as the case may be) and 22 sample households per PSU, the number of required sample PSU_s is 100 = 2200/22.

The sampling scheme for selecting the 100 PSU_s has been carried out initially by sorting each of the two area frames by municipality and zone, and then drawing a systematic sample of PSU_s with probabilities proportional to size from the sorted frames. This procedure involves a single random generation per frame and is recommended for its simplicity.

The following table presents the results for the two separate draws, one from the Qatari frame and the other from the non-Qatari frame.

Table (2) Qatari and Non-Qatari Sample PSU_s drawn by systematic sampling with probabilities proportional to size

Municipality	Qatari Sample				Non-Qatari Sample			
	PSU_s	Total H/Hs in Frame	H/Hs Oct. 09	Sample H/Hs Oct. 09	PSU_s	Total H/Hs in Frame	H/Hs Oct. 09	Sample H/Hs Oct. 09
Total	**99**	**9961**	**11076**	**2178**	**100**	**19085**	**16212**	**2200**
Doha	35	2874	2783	770	64	11532	10537	1408
Al Rayyan	43	4634	4859	946	24	5344	4477	528
Al Wakra	6	480	594	132	5	602	502	110
Umm Salal	7	1120	1093	154	2	212	282	44
Al Khor	3	170	185	66	3	1176	206	66
Al Shamal	1	62	53	22	1	95	84	22
Al Daayeen	4	621	557	88	1	124	124	22

As shown in the table, in practice due to the rounding of the systematic sampling procedure, 99 and not 100 PSU_s were actually drawn for the Qatari sample. The Qatari sample contains three self-representing PSU_s – these are 3 large PSU_s with more than 310 Qatari households, the step of the systematic sampling procedure (310=31043/100).

In the non-Qatari sample, there is only one self-representing PSU, a large PSU with more than 380 non-Qatari regular households.

It can be verified that the allocation of sample PSU_s among the remaining municipalities is essentially proportional to the corresponding number of Qatari and non-Qatari households in the municipality.

- **Probability sampling of households**

After selecting the sample PSU_s from each of the two area frames, a sample of 22 households were selected from each sample PSU. The sample PSU_s were not listed in this survey round due to time consideration and lack of administrative arrangement. As a result, households in areas with high mobility and where new housing units have been constructed may have not been well represented in the sample.

The final list of households in sampled PSU_s (see Table 2, 4th and 8th columns) has then been used for selecting the next level of sampling units, i.e., households. According to the design, a sample of 22 households are selected in each PSU. If a PSU spanned a large geographical area, it has been divided into smaller virtual units of roughly 22 households each.

The sample selection has been carried out by a circular systematic scheme. Thus, if a sample PSU contains 68 households in the updated list, then a random number between 01 and 68 is generated, say, 27. The step to be used is the fractional value of the ratio 68/22 = 3.1. Thus, the sample consists of the households with serial numbers 27, 30, 33, 36, 39, 42, 46, 49, 52, 55, 58, 61, 64, 67, 2, 5, 8, 12, 15, 18, 21 and 24.

The following table shows the average number of households per PSU and the corresponding minimum and maximum in the Qatari and non-Qatari frames separately.

Table (3) Minimum, maximum and average number of households per PSU

Particulars	Min.	Aver.	Max.
Qatari area frame	2	77	445
Non-Qatari area frame	61	124	830

• Sample Collective households

As in earlier surveys, two types of collective households have been distinguished:

(a) Small collective households with 1 to 6 persons; and

(b) Large collective households with 7 persons and more.

• Small collective households

For the purpose of the labor force survey, the small collective households have been assimilated with the non-Qatari regular households. Thus, the sample of non-Qatari persons living in small collective households has been drawn from the sample PSU_s of the non-Qatari households sampling frame. This procedure avoids the construction of special PSU_s for small collective households.

As part of the 100 sample PSU_s for non-Qatari households, some 2961 small collective households in 94 PSU_s were identified and separately listed. From this list, a sample of 571 small collective households were selected, a maximum of 7 sample collective households per PSU, drawn by simple random sampling within each of the 94 sample PSU_s for non-Qatari households. In PSU_s with less than 7 collective households, all collective households were selected with certainty.

• Large collective households

According to the sampling frame, there were 14884 large collective households (with more than 6 persons per household) in Qatar with a total of 733855 persons. Large collective households vary greatly in size from a minimum of 7 persons to a few thousand persons in densely populated areas. By contrast, the geographical variation of large collective households is somewhat narrow.

Because of the high variation of the size of large collective households, and because of their relative geographical concentration, it may not be efficient to combine blocks into homogenous PSU_s as suggested in the sample design of the Qatari and non-Qatari regular households. In the case of large collective households, it has been decided to directly sample from the list frame with probability proportional to size, where size is measured in terms of persons in collective households according to the frame information. This procedure was adopted in the 2008 survey round because time limitation did not permit the new listing of sample blocks as was done for the 2007 survey round.

Some 126 collective households with more than 500 persons per collective household were selected with certainty. The sample included in addition 1029 collective households selected with probability proportional to size, for a total sample size of 1155 collective households.

In each sample collective household, a fixed number of persons (4 persons per collective household) were then sampled.

Using a fixed number of persons per collective household is in line with the requirement of a self-weighted design. The choice of 4 persons per collective household is based on the fact that the minimum size of a large collective household is 7 and therefore sampling 4 persons would mean covering about one out of two persons in the smallest collective households.

2- Field Operations

This section describes three aspects of the field operations with bearing on the final sample and weighting procedure, namely, listing; final sample; and response.

• Listing

According to the sample design, 99 sample PSU_s (3 self representing and 96 non-self representing) were selected with probability proportional to size from the 402 PSU_s of Qatari households constructed on the basis of the area sampling frame. Due to time limitation and lack of administrative arrangement, as mentioned earlier it was not possible to freshly list these 99 PSU_s. It was thus decided to correct for this deficiency at the estimation stage, by calibrating the extrapolation weights to demographic projections as described in the next section.

• Final sample

The final sample composition is shown in Table 4 below. It consists of 2178 Qatari households, 2200 non-Qatari regular households, 2070 persons living in small collective households and 4496 persons living in large collective households, as indicated in the summary table below.

Table (4) Final sample of Qatari and non-Qatari regular households and persons in small and large collective households

Particulars	Frame		Sample	
	H/Hs	Persons	H/Hs	Persons
Qatari households	10124	95544	2178	20411
Non-Qatari hslds.	16212	63243	2200	8862
Small collectives(1)	3077	13277	576(1)	2070
Large collectives(2)	1155	-	1155(2)	4496

Notes

(1) Small collective households with 6 persons or less.
(2) Large collective households with 7 persons or more.

The sample Qatari and non-Qatari regular households were drawn from the corresponding 99 sample PSU_s, 22 households per PSU in line with the sample design. The number of households in the Qatari sample is slightly smaller than the target 2,200 (=100x22) because some PSU_s had less than 22 Qatari households.

The 2070 sample persons in small collective households constitute all members of these households. The 4496 sample persons in large collective households were drawn according to the sample design, 4 persons per collective households. In very large collective households (with more than 2500 persons), multiple samples of 4 persons were selected to improve sample representation of the members of such collective households.

• Response

The following table shows the results of the last stage of the field operations where the sample households and persons are contacted for interviewing. The table indicates the type of responses received for each category of sample units.

Table (5) Final samples by type of response

Particulars	Qatari households		Non-Qatari regular households		Non-Qatari in small collective households	Non-Qatari in large collective households
	H/Hs	Persons	H/Hs	Persons	Persons	Persons
Total	**2178**	**20411**	**2200**	**8862**	**2070**	**4620**
Complete response	2119	19513	2186	8557	1721	4496
Partial response	0	-	0	-	-	-
Refusal	15	-	1	-	-	-
Out of scope	22	-	4	-	-	-
Absence	22	-	9	-	-	-

The table distinguishes between complete responses, partial responses, refusals, out of scopes and absences. A complete response is when responses are obtained for all persons in the sample household. A partial response is when responses for some but not all persons in the sample households are obtained. Refusal is when a sample household or person has refused to participate in the survey. Out-of-scope refers to the situation where the sample household or person turns out to be outside the scope of the survey, for example, a household in the Qatari sample turns out to be non-Qatari, or an address meant to be that of a non-Qatari regular household turns out to be a commercial establishment. An absence is when a sample household or person could not be contacted due to temporary absence.

On the basis of table 5 response rates are calculated for the different categories of sample units. The response rate is the percentage of the responding households or persons as a ratio of the total number of sample households or persons within the scope of the survey strata. The results are shown in the tabulation below:

Table (6) Response rate by category of sample units

Particulars	H/Hs	Persons
Qatari households	98.3 %	95.6 %
Non-Qatari households	99.4 %	96.6 %
Small collective households(1)	-	83.1 %
Large collective households(2)	-	97.3 %

Notes

(1) Small collective households with 6 persons or less.
(2) Large collective households with 7 persons or more.

As in previous surveys, the response rates are very high in Qatar. The response rate is nevertheless slightly lower among Qatari households (98.3%) in comparison with non-Qatari households (99.4%). Response rates of individuals are generally lower than the corresponding rates for households because in responding households there are additional non-responding individuals.

3- Weighting procedures

The overall weights are formed by three components: the weights reflecting the sample design, the adjustment factors for non-response; and the final factors to calibrate the results to population controls obtained from external sources.

• Design weights

The design weight associated with any particular sample unit is calculated by the inverse of the probability of selection of that unit in the sample. For example, for a Qatari household, the probability of selection is the product of three probabilities: the probability of selection of the sample PSU_i in which the household reside; the probability of selection of that particular household in the sample PSU_i. Thus, the design weight associated with a particular Qatari household in sample PSU_i is given by

where pi is the probability of selection of the Qatari household in sample PSU_i. It is given by the expression:

$$w_i = 1 / p_i$$

where pi is the probability of selection of the Qatari household in sample PSU_i. It is given by the expression:

$$p_i = Prob\ (PSU_i)\ (mi / M'_i)$$

M'_i = total number of Qatari households in PSU_i (according to the updated list)

m_i = number of sample Qatari households in PSU_i

The probability of selection of PSUi is equal to 1 if PSUi is self-representing. Otherwise, it is given by

$$Prob(PSU_i) = n\ M_i\ /M$$

n = number of non-self representing PSU_s in the sample

M_i = total number of Qatari households in PSU_i (according to the Qatari area frame)

M = total number of Qatari households in all non-self representing PSU_s (according to the Qatari area frame)

In most cases, mi = 22, and M'_i is close to M_i, thus leading to almost equal probabilities of selection. Similar self-weighted schemes are obtained for non-Qatari households and small collective households. Any departure from self-weighting is due to (a) differences between the number of households obtained in the listing operation against the number in the area frame, (b) the selection of certain municipalities with probability one, and (c) the less than required number of sample-take in very small PSU_s.

In the case of individuals in large collective households, the design weights are calculated from the same basic formula:

$$w_i = 1 / p_i$$

where pi is the probability of selection of the individual in a sample collective household i. It is given by the expression:

$$p_i = \text{Prob (collective household }_i) (m_i / M'_i)$$

where M'i is the number of individuals in the large collective household i and mi is the number of individuals in the sample (mi=4).

- **Adjustment for non-response**

The design weights wj are adjusted for non-responding households and individuals within households. In general, the adjustment factors may be expressed as:

$$w'_i = \alpha_i w_i$$

where α_i is the adjustment factor for non-responding households and individuals in PSU_i (or large collective household i).

If it can be assumed that responding and non-responding households and individuals in a given PSU (or collective household) are essentially similar with respect to the key subjects of the labor force survey, the adjustment factor may be calculated by the inverse of the response rate in PSU_i (or collective household i) given by following formula:

$$\alpha_i = m_i / m'_i$$

where mi is the number of sample households in PSU_i and m'_i is the number of sample households with complete response in PSU_i.

In the case of individuals, the coefficient α_i takes the form:

$$\alpha_i = m_i / m'_i \times u'_i / u''_i$$

where u'_i is the number of individuals in households with complete response and u''_i the number of individuals with complete response within a responding household.

- **Adjustment to population aggregates**

Standard Errors of Survey Estimates

Standard Errors of Survey Estimates

• Introduction

As in every sample survey, the results of the Labor Force Survey 2009 are subject to sampling errors. Sampling errors arise due to the fact that the survey does not cover all elements of the population, but only a selected portion.

The sampling error of an estimate is the difference between an estimate based on a sample survey and the same estimate derived from a complete count under otherwise identical conditions. The sampling error may be decomposed into two components: (i) sampling bias; and (ii) sampling variance.

The sampling bias reflects the systematic error that may occur due to (a) the failure of the sampling frame to represent the target population (coverage errors); (b) the failure of selecting the sample according to the scheme prescribed by the sampling design, and (c) the failure of successfully enumerating all selected units in the sample (non-response errors).

The sampling variance reflects the uncertainty associated to a sample estimate due to the particular sample used for its calculation, among all possible other samples that could have been selected from the frame under the same sampling scheme.

• Standard errors of the survey estimates

Because the selection process of the Labor Force Survey is based on a random sampling scheme with known probabilities, the sampling variance of the survey estimates may be calculated from the sample results themselves. This feature of random sampling is an essential element which distinguishes probability samples from other sampling methods, such as quota sampling or purposive sampling.

Tables 1 below give the standard errors of the estimates of the main aggregates, namely, the size of the population, the working population (15 years and over), the economically active population (the labor force), the number of persons employed and unemployed, and the number of persons not economically active (not-in-labor-force), for Qataris and non-Qataris separately.

Table 2 gives approximate standard errors for any other aggregate estimates, again for Qataris and non-Qataris, separately. Table 3 gives the standard errors for the main rates and ratios: labor force participation rate, employment-population ratio and the unemployment rate.

Table (1) Standard error and confidence interval of estimates of main aggregates, October 2009

Particulars	Survey estimate	Standard error	Confidence interval	
			Lower bound	Upper bound
Total population	1,663,351	31,285	1,602,033	1,724,669
Population 15 +	1,442,649	27,814	1,388,133	1,497,165
▪ Qatari	146,304	5,070	136,366	156,242
- Male	73,182	2,457	68,365	77,999
- Female	73,122	2,737	67,757	78,487
▪ Non-Qatari	1,296,345	26,937	1,243,549	1,349,141
- Male	1,113,438	26,102	1,062,279	1,164,597
- Female	182,907	6,270	170,618	195,196
Economically active population (Labor force)	1,265,432	26,271	1,213,941	1,316,923
▪ Qatari	72,288	2,408	67,569	77,007
- Male	45,980	1,590	42,864	49,096
- Female	26,308	1,086	24,180	28,436
▪ Non-Qatari	1,193,144	25,964	1,142,255	1,244,033
- Male	1,093,654	25,992	1,042,709	1,144,599
- Female	99,490	4,574	90,524	108,456
Employed	1,261,471	26,236	1,210,049	1,312,893
▪ Qatari	70,644	2,370	66,000	75,288
- Male	45,242	1,560	42,184	48,300
- Female	25,402	1,073	23,299	27,505

Particulars	Survey estimate	Standard error	Confidence interval	
			Lower bound	Upper bound
▪ Non-Qatari	1,190,827	25,937	1,139,990	1,241,664
- Male	1,092,844	25,986	1,041,912	1,143,776
- Female	97,983	4,560	89,045	106,921
Unemployed	3,961	451	3,078	4,844
▪ Qatari	1,644	199	1,253	2,035
- Male	738	133	477	999
- Female	906	125	661	1,151
▪ Non-Qatari	2,317	404	1,526	3,108
- Male	810	203	412	1,208
- Female	1,507	354	813	2,201
Not economically active population (Not in labor force)	177,217	5,542	166,354	188,080
▪ Qatari	74,016	2,990	68,155	79,877
- Male	27,202	1,089	25,067	29,337
- Female	46,814	2,076	42,745	50,883
▪ Non-Qatari	103,201	4,617	94,151	112,251
- Male	19,784	1,488	16,867	22,701
- Female	83,417	3,587	76,387	90,447

Table (2) Generalized standard errors for any estimated aggregate, October 2009

Estimate	All Population	Qataris	Non-Qataris
500	212	92	188
1,000	300	132	267
2,000	426	193	380
5,000	677	331	617
10,000	965	523	906
20,000	1,389	876	1,373
50,000	2,305	1,888	2,559
100,000	3,502	3,552	4,815
200,000	5,573	6,869	7,274
500,000	11,256	-	13,468
1,000,000	20,417	-	22,945

Table (3) Standard error and confidence interval of estimated & ratios, October 2009

Particulars	Survey estimate	Standard error	Confidence interval	
			Lower bound	Upper bound
Labor force participation rate	87.7%	0.4%	87.0%	88.4%
▪ Qatari	49.4%	0.7%	48.1%	50.7%
- Male	62.8%	0.7%	61.4%	64.2%
- Female	36.0%	1.0%	33.9%	38.0%
▪ Non-Qatari	92.0%	0.3%	91.4%	92.7%
- Male	98.2%	0.1%	98.0%	98.5%
- Female	54.4%	1.4%	51.6%	57.2%
Employment / population ratio	87.4%	0.4%	86.7%	88.2%
▪ Qatari	48.3%	0.7%	46.9%	49.7%
- Male	61.8%	0.8%	60.3%	63.3%
- Female	34.7%	1.1%	32.6%	36.8%
▪ Non-Qatari	91.9%	0.4%	91.2%	92.6%
- Male	98.2%	0.1%	97.9%	98.4%
- Female	53.6%	1.5%	50.7%	56.5%
Unemployment rate	0.3%	0.04%	0.2%	0.4%
▪ Qatari	2.3%	0.27%	1.7%	2.8%
- Male	1.6%	0.28%	1.1%	2.2%
- Female	3.4%	0.47%	2.5%	4.4%
▪ Non-Qatari	0.2%	0.03%	0.1%	0.3%
- Male	0.1%	0.02%	0.0%	0.1%
- Female	1.5%	0.36%	0.8%	2.2%

- **Uses of the standard error**

One use of the standard error is to assess the level of precision of the survey estimates. A low relative standard error indicates a high precision of the estimate. In general, the lower the relative standard error of an estimate, the higher is the precision of the estimate. The relative standard error of an estimate is the ratio of the standard error to the size of the estimate. For example, from Table 1 it can be deduced that the estimate of economically active Qatari (72288) is slightly less precise than the estimate of economically active Non-Qatari (1193144) because the relative standard error of the first estimate is 3.3% i.e. slightly higher than the relative standard error of the second estimate which is 2.1%. This result is in line with the survey design according to which Qatari households have been sampled at a higher rate than non-Qatari households for reasons explained in the methodology.

Another use of the standard error is for the calculation of confidence intervals. Under certain broad assumptions, it can be stated that the true value of the variable of interest lies in between the survey estimate and a multiple of the standard error. Thus, if y represents the survey estimate of a variable of interest, the true value of the variable represented say by θ lies with 95% confidence in the following interval,

$$y - 1.96 \text{ standard error} \leq \theta \leq y + 1.96 \text{ standard error} \quad (1).$$

Thus, with respect to the results shown in Table 1, it can be stated, for example, that the true value of the total number of employed Qataris is within the following interval,

$$70{,}644 - 1.96 \times 2{,}370 \leq \theta \leq 70{,}644 + 1.96 \times 2{,}370$$

$$65{,}999 \leq \theta \leq 75{,}289$$

Similarly, it can be calculated that the total number of employed non-Qataris lies with 95% confidence within the following interval,

$$1{,}190{,}827 - 1.96 \times 25{,}937 \leq \theta \leq 1{,}190{,}827 + 1.96 \times 25{,}937$$

$$1{,}139{,}990 \leq \theta \leq 1{,}241{,}664$$

(1) A more precise interpretation of the confidence interval is in terms of repeated samples: if other samples were drawn according to the same design, and each time the confidence intervals were calculated, the resulting confidence intervals would be expected to cover the true value of the variable 95% of the times.

These results indicate that the estimate of Qatari total employment is precise within a margin of error of about 5,000, and the non-Qatari estimate within a much higher margin of error, about 52,000.

Still another use of the standard error is for determining the statistical significance of differences in survey estimates. Survey estimates of two variables of interest differ significantly from each other, if zero is not in the confidence interval of their difference

• Calculation of the standard errors

The standard error of an estimate is obtained by computing the square root of the corresponding variance. The variances of the estimates are calculated here by the method of comparison of replicates.(2) The replicates are formed by the ultimate cluster estimates which for the Labor Force Survey 2009 were the 99 Qatari and 100 non-Qatari Primary Sampling Units (PSU_s) (3) . For large collective large collective households, the calculation of standard errors was carried out directly on the 1155 sample elements, as the sampling did not involve primary sampling units.

Because the method requires at least two PSU_s per stratum, municipalities with one sample PSU were combined together to form a larger stratum for standard error calculation. These were municipalities 6 and 7 (Al Shamal and Al Daayan) grouped together as stratum 6. Municipalities 1 to 5 had sufficient number of PSU_s, and therefore each formed a separate stratum, labeled from 1 to 5.

For a variable y of interest (say, unemployment rate among Qatari men), the variance of the survey estimate is derived by the following formula:

$$Var(y) = \Sigma h\ [(1-fh)\ ah/(ah-1)\ \Sigma_i(zh_i - zh/ah)2],$$

where h refers to a stratum, i a sample PSU, ah the number of sample PSU_s in stratum h, fh=ah/Ah, the finite sample correction, with Ah the total number of PSUi in the stratum h,

$$zh_i = (yh_i - y\ xh_i)/x$$

(2) Hansen, Hurwitz and Madow, Sample Survey Methods and Theory, Vol. I, New York, John Wiley, 1953.
Kish, Leslie, Survey Sampling, New York, John Wiley, 1965.
Verma, Vijay, Sampling Methods, Manuals for Statistical Trainers Number 2 (Revised), Statistical Institute for Asia and the Pacific, Tokyo, June 2002, Chapter 8.

(3) The PSUs used for sample selection of non-Qatari households were also used for the sampling of collective households with less than 7 members.

where $yh_i = \Sigma_j wh_{ij}\, yh_{ij}$ and $xh_i = \Sigma_j wh_{ij}$, yh_{ij} denoting respectively the estimated number of unemployed and the size of the labor force based on PSU i, whij being the weight of household j in PSU_i of stratum h, xh_i the estimated number of households represented by PSU_i, and x the estimated total number of households represented by the survey.

For simplicity, the standard errors of estimates of other variables are calculated by approximation using a generalized variance formula. The generalized variance formula is estimated using a range of values y for Qatari and non-Qatari households separately. The generalized variance formula for an estimate y is given below,

Qatari households

$$Var(y)/y = 16.4084 + 0.001097\ y$$

Non-Qatari households

$$Var(y)/y = 69.9228 + 0.001220\ y \quad \text{if } Var(y)/y \leq 150$$

$$= 199.0793 + 0.000327\ y \quad \text{if } Var(y)/y > 150$$