

УДК 621.391

Продолжительность сбора данных при измерениях занятости стационарных радиоканалов

Токарев А. Б., Козьмин В. А., Павлюк А. П., Полев В. Ю.

Постановка задачи: эффективное управление любым ресурсом базируется на высокоточном контроле использования этого ресурса. Применительно к управлению использованием радиочастотного спектра это подразумевает, в частности, возможность точного и достоверного измерения занятости радиоканалов и полос частот. Стандартизация соответствующих измерений регулируется на международном уровне документами Сектора радиосвязи Международного союза электросвязи (МСЭ-R). Однако анализ этих документов показывает, что как в действующей версии Рекомендации МСЭ-R SM.1880-2 «Измерение и оценка занятости спектра», так и в «Справочнике МСЭ по радиоконтролю» предлагаемые решения не дают ответов на некоторые вопросы, возникающие при организации измерений занятости. **Целью работы** является уточнение различий между режимами измерений занятости, которые в нормативных документах традиционно называются измерениями по «независимым выборкам» и по «зависимым выборкам», а также поиск расчетных соотношений, позволяющих в различных условиях обоснованно определять продолжительность сбора данных, достаточную для обеспечения точного и достоверного измерения занятости. **Используемые методы:** разработка рекомендаций по определению достаточной продолжительности сбора данных базируется на классических методах статистического анализа, а применительно к измерениям занятости на основе «зависимых выборок» на представлении последовательности выборочных значений цепью Маркова первого порядка. **Новизна:** элементами новизны представленного решения является исследование зависимости необходимого количества выборок, накапливаемых для достоверного оценивания занятости, от соотношения между средней продолжительностью передач в анализируемом радиоканале и интервалом контроля состояния этого канала радиоконтрольным оборудованием. **Результат:** разработанные расчетные соотношения позволяют определять необходимую продолжительность сбора данных при практически любом сочетании длительности передач в анализируемом канале и интервалов контроля состояния канала. Правильность расчетных соотношений подтверждается совпадением получаемых по ним значений с необходимым количеством выборок данных в классической работе «Spaulding A.D., Hagn G.H. On the definition and estimation of Spectrum Occupancy» (1977). Выявленные закономерности предполагается использовать в качестве дополнения действующих версий Рекомендации МСЭ-R SM.1880-2 и «Справочника МСЭ по радиоконтролю». **Практическая значимость:** установленные закономерности снимают ряд противоречий, возникающих при измерениях занятости на основе действующих нормативных и методических документов МСЭ, а предлагаемые расчетные соотношения позволяют управлять процедурой измерения занятости радиоканалов с учетом быстродействия радиоконтрольного оборудования.

Ключевые слова: занятость радиочастотного спектра, оценка занятости, сбор данных, зависимые выборки, интервал интегрирования.

Библиографическая ссылка на статью:

Токарев А. Б., Козьмин В. А., Павлюк А. П., Полев В. Ю. Продолжительность сбора данных при измерениях занятости стационарных радиоканалов // Системы управления, связи и безопасности. 2024. № 1. С. 43-58. DOI: 10.24412/2410-9916-2024-1-043-058

Reference for citation:

Tokarev A. B., Kozmin V. A., Pavlyuk A. P., Polev V. Yu. Duration of data collection when measuring occupancy of stationary radio channels. Systems of Control, Communication and Security, 2024, no. 1, pp. 43-58 (in Russian). DOI: 10.24412/2410-9916-2024-1-043-058

Введение

Мероприятия по управлению использованием радиочастотного спектра должны базироваться на актуальных сведениях об использовании этого ресурса. Одним из показателей, традиционно применяемых для контроля использования радиочастотного спектра, является занятость, характеризующая вероятность того, что в случайно выбранный момент времени радиочастотный канал (полоса частот) будет использоваться для передачи информации [1]. Как правило, анализ занятости канала производится с энергетических позиций; канал считается «занятым», если регистрируемый в нём уровень излучения превышает некоторый заранее выбранный порог. Рекомендации по выбору этого порога можно найти, например, в подразделе 3.4 Отчета МСЭ-R SM.2256-1 «Измерения и оценка занятости спектра» [2].

В документах Сектора радиосвязи Международного союза электросвязи (МСЭ-R) интервал времени, на протяжении которого осуществляется сбор данных для определения занятости радиоканала (полосы частот), называется интервалом интегрирования T_I . На рис. 1 показан пример возможного изменения уровня сигнала в радиоканале на подобном интервале применительно к случаю непрерывного по времени контроля состояния канала. Длительности и расположение на оси времени занятых радиопередачами интервалов Δt_k являются случайными. В соответствии со статистическим определением вероятности занятости представляет собой соответствующую бесконечному по протяженности интервалу T_I величину

$$m = P\{\text{канал занят}\} = \frac{1}{T_I} \cdot \sum_{k=1}^K \Delta t_k \quad |T_I \rightarrow \infty, \quad (1)$$

где K – количество случаев пребывания канала в «занятом» состоянии; $\Delta t_1, \Delta t_2 \dots \Delta t_K$ – продолжительности интервалов регистрации «занятого» состояния.

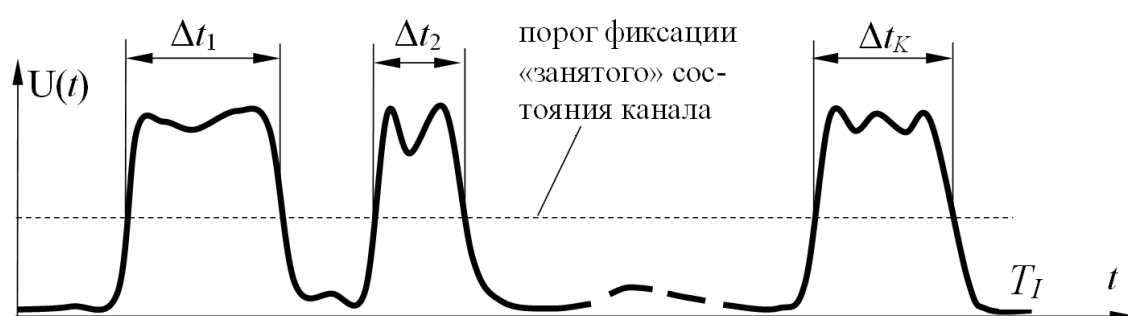


Рис. 1. Пример возможного изменения во времени уровня сигнала $U(t)$

Реальные измерения занятости опираются на интервал интегрирования T_I конечной продолжительности, а из-за необходимости одновременного обследования большого количества радиоканалов вместо непрерывного отслеживания $U(t)$ оборудование контроля проверяет состояние каналов лишь время от времени, осуществляя только «моментальные снимки» (выборки) состояния частотного канала через более или менее равные промежутки времени T_R . Оценка

занятости $\hat{m}$ при этом формируется как отношение числа N_o выборок (моментов контроля), при которых зарегистрировано «занятое» состояние канала, к общему количеству выборок N :

$$\hat{m} = \frac{N_o}{N},$$

где N – общее количество выборок, размещающихся на интервале интегрирования T_I ; N_o – количество «занятых» выборок.

Эпизодичность контроля состояния радиоканалов служит одной из причин появления погрешности при измерениях занятости. Рассмотрим представленный на рис. 2 случай исследования канала, занятость которого близка к 50%. При размещении на оси времени моментов контроля в соответствии с центральной диаграммой на рис. 2, где «занятые» выборки отображаются сплошными линиями, а «незанятые» – пунктирными, доля выборок, фиксирующих «занятое» состояние радиоканала, составит $7 / 16 = 43,75\%$, т.е. получаемая оценка окажется заниженной. Если же расположение точек контроля окажется соответствующим последней диаграмме, то доля «занятых» выборок увеличится до $9 / 16 \approx 56,25\%$ и получаемая оценка занятости окажется завышенной.

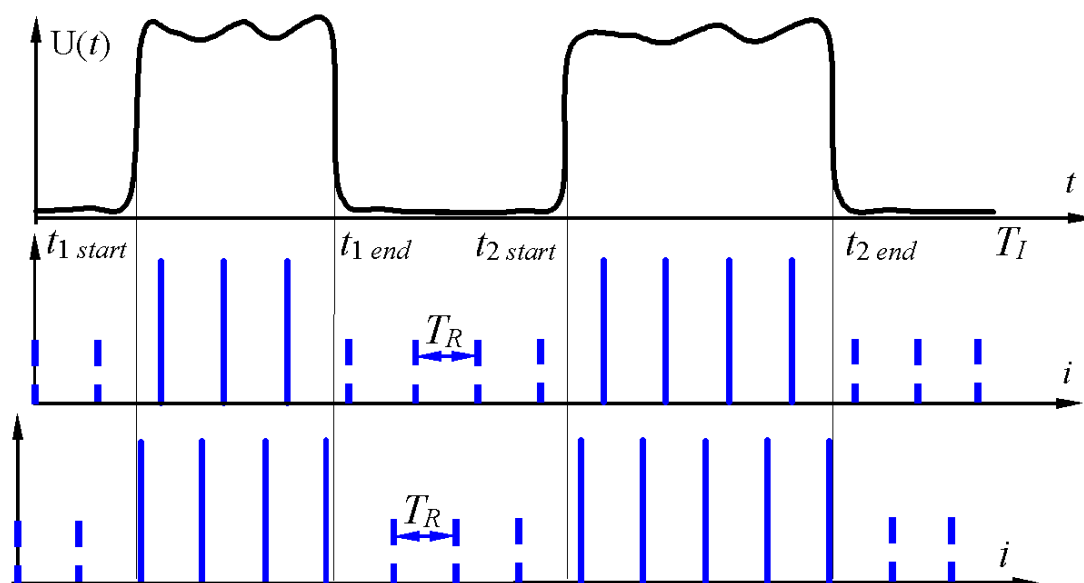


Рис. 2. Погрешность при измерениях занятости, порождаемая выборочным контролем состояния радиоканала

Отметим, что активное внедрение в практику систем передачи информации, использующих шумоподобные сигналы и/или псевдослучайную перестройку рабочей частоты (ППРЧ), а также совместное использование полос частот различными источниками радиоизлучений в режиме разделения времени порождает ряд проблем при измерении занятости. Отдельные способы преодоления этих проблем и рекомендации по организации измерений можно найти в разделе 8 Отчета МСЭ-R SM.2256-1 [2]; и для активно используемых радиоканалов при большой продолжительности времени сбора данных T_I и малом интервале между выборками T_R , как правило, удаётся оценивать занятость с достаточной точ-

ностью и достоверностью. Напротив, анализ приводимых в нормативных документах МСЭ-R рекомендаций по отношению к измерению занятости в радиоканалах, где лишь эпизодически появляются сигналы значительной продолжительности, показывают наличие противоречий и неоднозначностей. Отметим, что методической основой измерений занятости уже много лет служит статья авторов Spaulding, A.D. и Hagn, G.H. «On the definition and estimation of Spectrum Occupancy» [1]. Однако отдельные положения этой работы до сих пор оказываются отраженными в документах МСЭ-R не в полном объеме. Целью настоящей статьи является представление отдельных важных результатов работы [1] в форме, ориентированной на практические нужды радиоконтроля.

Различия в понятиях занятости, связанные с стационарностью или нестационарностью исследуемых радиоканалов

Работа [1] содержит подробное и математически строгое исследование занятости радиоканалов в предположении, что статистические свойства канала не меняются во времени, т.е. канал считается стационарным, а занятость характеризует степень использования канала для передачи информации на бесконечно большом интервале времени.

Вместе с тем, если свойства канала вдоль оси времени изменяются, и на их постоянство можно рассчитывать лишь на коротких временных интервалах, то представляет интерес и задача оценивания занятости на отдельных интервалах, имеющих заранее заданные границы на оси времени.

Материал по формированию «локальных» оценок занятости на ограниченных интервалах времени представлен в статьях сотрудников компании ИР-КОС [3-5] и в приложении 1 Отчета МСЭ-R SM.2256-1 «Измерения и оценка занятости спектра» [2]. Оценивание же занятости стационарных каналов не предполагает каких-то заранее установленных временных границ сбора данных и может занимать многие часы. При этом вопрос о минимально необходимой продолжительности сбора данных $T_{I \min}$ является одним из ключевых при планировании исследований и в процессе измерений. Именно проблемам оценивания занятости стационарных каналов на продолжительных интервалах времени посвящена статья [1] и настоящее исследование.

Разработка граничного условия, определяющего, являются ли выборки данных зависимыми или независимыми

В статье Spaulding & Hagn [1] входящие в (1) интервалы Δt_k трактуются как значения случайной продолжительности передач в радиоканале V , выражаемой в секундах. Вместе с тем, для дальнейшего анализа помимо физической продолжительности V целесообразно ввести в рассмотрение нормированный показатель случайной продолжительности передачи

$$\alpha = V / T_R, \quad (2)$$

где T_R – интервал между выборками, характеризующими состояние радиоканала.

Фактически, T_R – это интервал времени между соседними моментами контроля состояния радиоканала. На рис. 3 отображен фрагмент оси времени, содержащий одну активную передачу в канале, имеющую нормированную продолжительность $\alpha \approx 3,5$. При этом начало координат локальной шкалы времени совмещено с моментом старта текущей передачи в радиоканале, а процесс формирования выборок, отстоящих друг от друга на T_R , проиллюстрирован для случая, когда момент формирования первой выборки приходится на точку $t \approx T_R$. Как следствие, целочисленное количество «занятых» выборок N_{10} , которыми оказалась представлена одна отдельная текущая передача, составляет $N_{10}=3$.

Поскольку передачи в эфире появляются асинхронно по отношению к процессу взятия выборок, то при ином расположении точек контроля относительно момента выхода передачи в эфир число «занятых» выборок может возрасти до $N_{10}=4$. Сдвиг первой из «занятых» выборок по отношению к моменту появления передачи в эфире оказывается распределенным равномерно на интервале $0 \dots T_R$. И для представленного на рис. 3 случая четвёртая (по отношению к началу передачи) выборка будет зарегистрирована как «занятая», если первая выборка попадёт на участок оси времени от 0 до $T_R \cdot \{ \alpha \}$ (здесь $\{x\}$ – операция взятия дробной части числа x). Ситуация же на рис. 3 соответствует попаданию первой выборки на более поздний участок оси времени, в результате чего четвёртая выборка регистрируется как «незанятая».

Итак, целочисленное количество «занятых» выборок N_{10} , которыми окажется представлена одна отдельная передача, даже для конкретной её продолжительности V , оказывается случайной величиной:

$$P[N_{10} = \lfloor \alpha \rfloor] = 1 - \{ \alpha \},$$

$$P[N_{10} = \lfloor \alpha \rfloor + 1] = \{ \alpha \},$$

где $\lfloor \alpha \rfloor$ – операция округления вниз; $\lceil \alpha \rceil$ – операция округления вверх; $\{ \alpha \}$ – дробная часть числа α .

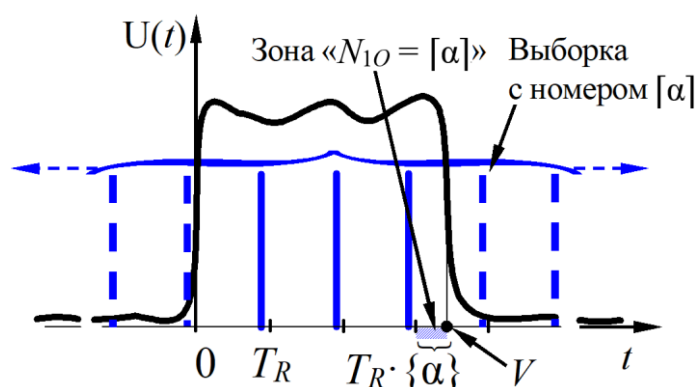


Рис. 3. К вопросу определения вероятностных характеристик количества «занятых» выборок N_{10} , регистрируемых для одной конкретной передачи

В частности, для $V < T_R$, т.е. при $\alpha < 1$, с вероятностью $(1 - \alpha)$ передача будет пропущена и с вероятностью α представлена единственной «занятой» выборкой; для $T_R \leq V < 2T_R$, т.е. при $1 \leq \alpha < 2$, с вероятностью $(1 - \{ \alpha \})$ она будет представлена одной выборкой и с вероятностью $\{ \alpha \}$ двумя выборками.

При возрастании вероятности появления нескольких идущих подряд «занятых» выборок измерения в рассматриваемых документах МСЭ предлагается считать зависимыми; понятие зависимости выборок в [1] иллюстрируется на примере группирования состояний, однако было бы полезно количественно определить граничное условие, позволяющее считать порождаемые выборки зависимыми или независимыми, с привязкой к продолжительностям передач V и к темпу контроля состояния радиоканалов. С этой целью, задавшись по аналогии с [1] экспоненциальным законом распределения величины V , получим формулу для расчета вероятности того, что отдельная очередная передача будет представлена при оценивании занятости не более чем одной выборкой $N_{10} \leq 1$.

Среднюю продолжительность отдельной передачи в анализируемом радиоканале, измеряемую в секундах, условимся далее обозначать через $E[V]$. Тогда выраженная в интервалах T_R продолжительность случайной передачи α , определяемая (2), будет подчиняться закону распределения

$$W_\alpha(x) = q^{-1} \cdot \exp(-x / q),$$

где

$$q = E[V] / T_R \quad (3)$$

– средняя продолжительность передачи, выраженная в интервалах T_R , а условные вероятности появления значений $N_{10} \leq 1$ составляют

$$P[N_{10} \leq 1 | (\alpha = x) < 1] = 1,$$

$$P[N_{10} = 1 | 1 \leq (\alpha = x) < 2] = 2 - x.$$

Безусловная вероятность $P[N_{10} \leq 1]$ будет определяться как

$$P[N_{10} \leq 1] = \int_0^1 W_\alpha(x) dx + \int_1^2 (2 - x) W_\alpha(x) dx = 1 - q \cdot (e^{-1/q} - e^{-2/q}).$$

График соответствующей зависимости показан на рис. 4.

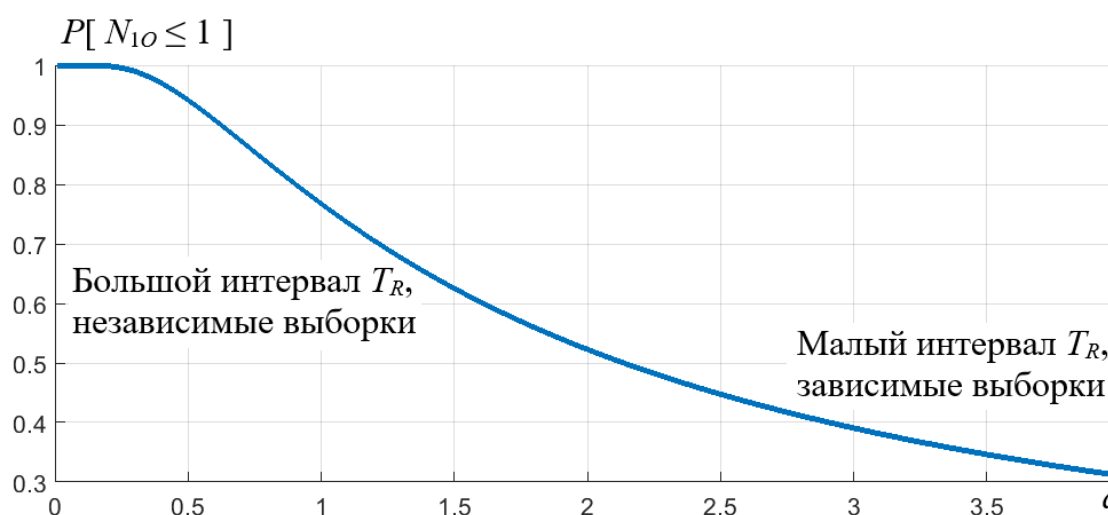


Рис. 4. Вероятность регистрации передач единичными «занятыми» выборками

Удобной стартовой точкой для дальнейших рассуждений может служить случай, когда интервал между выборками будет вдвое превышать среднюю продолжительность передачи в канале $T_{Rind} = 2 \cdot E[V]$. Из физических соображений понятно, что при взятии выборок через столь большие интервалы времени (отно-

сительно значений других параметров, рассматриваемых в каждом конкретном случае) вряд ли можно ожидать возникновения взаимной зависимости состояний смежных выборок (соответственно, индекс «*ind*» здесь и далее будем использовать для указания, что обсуждаемые показатели получены применительно к независимо («*independent*») изменяющимся выборкам состояния радиоканала). Только что проведенный вероятностный анализ это подтверждает: при $q_{ind} = E[V] / T_{Rind} = 0,5$ вероятность того, что отдельный выход в эфир будет зарегистрирован не более чем одной выборкой составляет 94%, что вполне позволяет отнести случаи $q \leq q_{ind} = 0,5$ к измерениям с независимыми выборками.

Отдельно рассмотрим случаи $q > 1$. Чем больше q , тем чаще контролируется канал, что постепенно будет переводить измерения в режим зависимых выборок. В соответствии с материалами статьи [1] использование при оценивании занятости зависимых выборок требует увеличения N_O – общего количества регистрируемых «занятых» выборок, которое в статье [1] упоминается как «число успехов», а значит и использования большего количества выборок в целом. При этом вероятность сохранения «занятого» состояния выборок

$$\lambda = P[x_i = 1 \mid x_{i-1} = 1]$$

предлагается рассчитывать (см. пример, приведенный на с. 274 в [1]) на основе экспоненциального распределения как

$$\lambda_{max} \approx \lambda = e^{-T_R/E[V]}, \quad (4)$$

а поправочный коэффициент, определяющий требуемое увеличение количества «занятых» зависимых выборок N_O , в соответствии с формулой (33) из [1]

$$N_{O\ dep} = N_{O\ ind} \cdot \left(\frac{1 + \lambda_{max}}{1 - \lambda_{max}} \right). \quad (5)$$

Из (3), (4) и (5) следует, что для разных соотношений между $E[V]$ и T_R коэффициент χ , определяющий необходимое увеличение количества выборок в случае зависимых («*dependent*») измерений, будет зависеть от введенного выше показателя q в соответствии с соотношением

$$\chi = N_{O\ dep} / N_{O\ ind} = (1 + e^{-1/q}) / (1 - e^{-1/q}). \quad (6)$$

Соответствующий график зависимости показан сплошной линией на рис. 5.

Итак, для занятости (1), определяемой как вероятность пребывания стационарного радиоканала в «занятом» состоянии, коэффициент увеличения требуемого количества зависимых выборок χ оказывается связан с показателем q (для значений $q > 0,5$) фактически прямой пропорциональностью. Это позволяет сделать следующие, понятные с позиции практики, выводы:

а) если некий интервал между выборками T_R порождает поток зависимых выборок и обеспечивает надёжное оценивание занятости на некотором интервале интегрирования T_I , то не следует рассчитывать на улучшение качества оценивания занятости за счёт уменьшения интервала T_R , скажем, до $T_{R2} = T_R / 2$, т.к. сопутствующее возрастание степени зависимости выборок потребует в те же 2 раза увеличить «число успехов» $N_{O\ dep}$. При этом общее время сбора данных и надёжность оценки сохранятся без изменений, а аппаратные затраты на сбор данных вдвое возрастут, т.к. в 2 раза увеличится показатель q и необходимое количество выборок на интервале интегрирования T_I ;

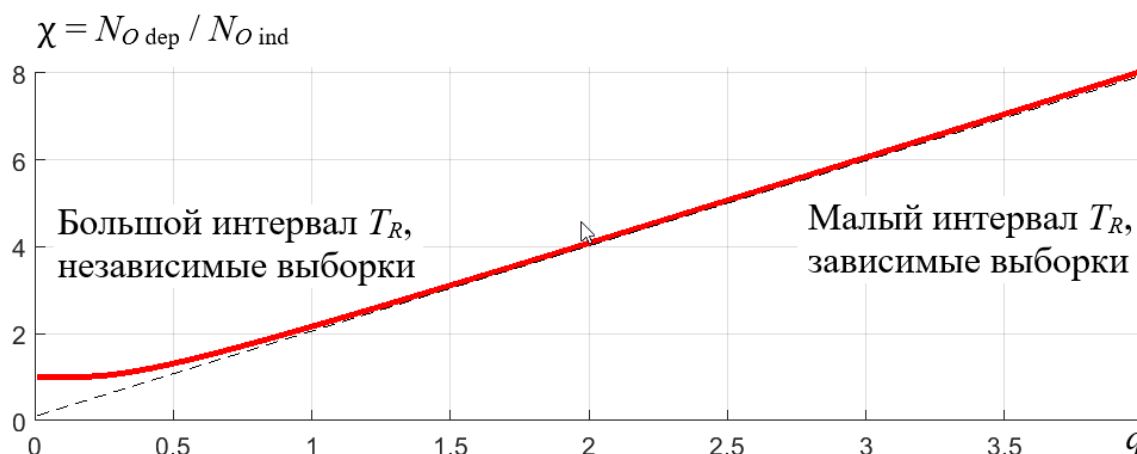


Рис. 5. Зависимость коэффициента χ увеличения требуемого объема выборки от соотношения между средней продолжительностью передачи в канале $E[V]$ и интервалом T_R

б) напротив, если при увеличении интервала между выборками T_R в γ раз показатель

$$q_\gamma = E[V] / (\gamma T_R)$$

всё ещё будет удовлетворять условию $q_\gamma > 0,5$, то такое увеличение интервала T_R является допустимым и не снижает надёжность оценивания занятости. Если же условие $q_\gamma > 0,5$ нарушается, то использовать γ -кратное увеличение интервала контроля нельзя, т.к. это приведёт к переходу от случая зависимых выборок к использованию независимых выборок, а необходимое количество независимых выборок заметно больше, чем значение, получаемое на основе прямой пропорциональности;

в) представленная в тексте Рекомендации МСЭ-R SM.1880-2 [6] попытка разграничения выборок просто на «независимые» и «зависимые» представляется довольно упрощенной, т.к. с уменьшением интервала между выборками T_R степень их взаимной зависимости повышается (вместе с ростом показателя q). Потому, скажем, при $T_R \approx E[V] \cdot 2/3$ коэффициент увеличения требуемого числа выборок равен $\chi = N_{O \text{ dep}} / N_{O \text{ ind}} \approx 3$ (именно такое значение и использовано в таблице 1 Рекомендации [6]), а при использовании, к примеру, $T_R \approx E[V] / 4$ необходим существенно иной поправочный коэффициент, а именно, $\chi = 8$.

Минимальное количество передач на интервале сбора данных для обеспечения достоверности измерений при их зависимости

Ранее, при анализе зависимости коэффициента χ от показателя q было установлено, что для $q > 1$ эта зависимость близка к линейной, и для требуемого числа «занятых» зависимых выборок можно предложить приближенное соотношение

$$N_{O \text{ dep}} \approx 2q \cdot N_{O \text{ ind}}, \quad (7)$$

где $N_{O\ ind}$ – необходимое число независимых выборок, регистрируемых как «занятые» на интервале интегрирования T_I ; q – средняя продолжительность передачи, выраженная в интервалах T_R .

Учитывая физический смысл q , зависимость (7) позволяет предположить, что количество передач

$$L = N_{O\ dep} / q, \quad (8)$$

которые должны уместиться на всём интервале интегрирования T_I для обеспечения достоверности измерений, не следует выбирать меньше константы

$$L_{\min} \approx 2 \cdot N_{O\ ind}, \quad (9)$$

где $N_{O\ ind}$ – необходимое число независимых «занятых» выборок, определяемых в соответствии с рис. 2, приведенным в [1].

Проверим это предположение на основе нескольких примеров из [1], приведенных там на страницах 274-275. Основные, относящиеся к этой проверке, показатели из примеров представлены в таблице 1.

Таблица 1 – Контрольные показатели из [1] для проверки необходимости $L \geq L_{\min}$

Пример	Занятость m , %	$E[V]$, секунды	T_R , секунды	$q =$ $= E[V]/T_R$	$N_{O\ dep}$	Количество передач L из (8)
«Опция 2» на стр. 275	5	6	12	0,5	512	1024
«Стартовый» на стр. 274	6,67	6	4	1,5	1212	808
«Опция 1» на стр. 275	0,1	30	12	2,5	1977	791

Из проанализированных примеров следует, что при оценивании занятости на основе зависимых выборок, характеризуемых показателем $q > 1$, требуемое количество передач L на интервале интегрирования T_I действительно изменяется незначительно. С учетом соотношения (6) зависимость минимально необходимого количества передач $L_{\min}$ от q будет определяться выражением

$$L_{\min} = N_{O\ ind} \cdot (1 + e^{-1/q}) / (1 - e^{-1/q}) / q. \quad (9)$$

Зависимость $L_{\min}(q)$, отображенная на рис. 6, показывает, что для обеспечения относительной погрешности 10% при уровне достоверности 95%:

а) при малом T_R (т.е. при высоком темпе тестирования состояния радиоканала и действительно зависимых выборках) для разнообразного сочетания параметров, при которых $q \geq 1,75$, собирать сведения о занятости следует на интервале T_I , на котором уместятся по меньшей мере 800 передач;

б) при средних T_R , когда зависимость состояний в смежных выборках ослабевает, а выраженная в интервалах T_R средняя продолжительность передачи лежит в диапазоне $1 \leq q < 1,75$, для измерений занятости необходимо собирать сведения на интервале T_I , содержащем 850 передач;

в) при значениях q в диапазоне $0,5 \leq q < 1$ для определения количества передач $L_{\min}$ на интервале интегрирования T_I следует руководствоваться непосредственно (9). Например, для $q = 0,5$ расчеты дают $L_{\min} = 1024$ передачи;

г) при $q < 0,5$ выборки следует считать независимыми и определять необходимое число «занятых» выборок $N_{O\ ind}$ по правилам, соответствующим независимым измерениям.

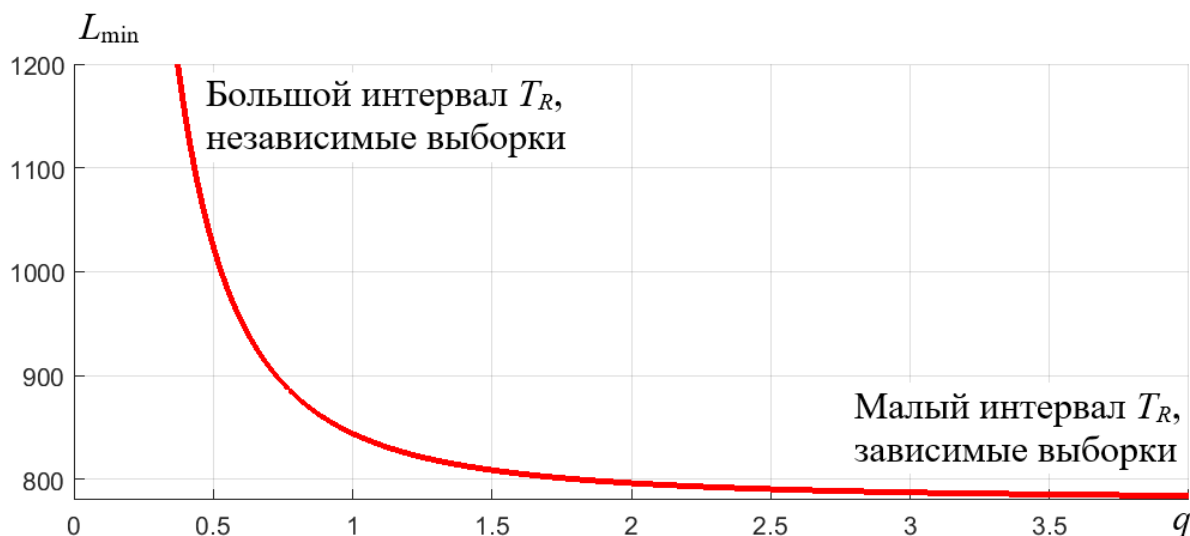


Рис. 6. Зависимость необходимого количества передач $L_{\min}$ на интервале интегрирования T_I от средней продолжительности передачи, выраженной в интервалах T_R (при относительной точности 10% и доверительной вероятности 95%)

Итак, если обследуемый радиоканал предполагается стационарным на всём неограниченном интервале измерений, используется высокий темп тестирования состояния канала (т.е. выборки являются зависимыми), а под занятостью понимается вероятность пребывания канала в «занятом» состоянии в произвольно выбираемый момент времени, то

а) однозначно определить количество выборок, требуемое для точных и достоверных измерений занятости, оказывается проблематично, т.к. согласно (6) и/или рис. 5 достаточное количество зависимых выборок прямо пропорционально показателю q , определяемому отношением (3) средней продолжительности передач в канале $E[V]$ и интервала между выборками T_R . Соответственно, диапазон подходящих значений формально оказывается весьма широким и используемое на практике количество выборок подбирается с учетом как быстродействия радио-контрольного оборудования, так и всей конфигурации задания на исследование занятости спектральных ресурсов или на процесс измерений;

б) при наличии информации о средней продолжительности передач в канале $E[V]$ и об априори ожидаемой занятости канала m_0 имеется возможность рассчитать минимально необходимую продолжительность интервала сбора данных в секундах:

$$T_{I\ min} = E[V] \cdot L_{\min} / m_0. \quad (10)$$

Проверим корректность сформированных выше положений на основе сопоставления получаемых результатов с рекомендуемыми продолжительностями сбора данных из [1]. Соответствующие сведения представлены в таблице 2.

Таблица 2 – Сопоставление новых правил определения продолжительности сбора данных для измерения занятости с примерами из [1]

Пример	Занятость m , %	$E[V]$, секунды	$q = E[V]/T_R$	Кол-во передач $L_{\min}$ по ф-ле (9) ¹	Значение $T_{I \min}$ по ф-ле (10), часов	Интервал измерений из [1] ² , часов
«Опция 2» на стр. 275	5	6	0,5	1024	34,1	34
«Стартовый» на стр. 274	6,67	6	1,5	850	21,2	20,2
«Опция 1» на стр. 275	0,1	30	2,5	800	6666	6590

Примечание 1: см. п. а)–в) после формулы (9).

Примечание 2: в статье Spaulding & Hagn [1] эта величина упоминается как «total measurement time».

Полученные данные показывают:

- 1) в первом случае ($m = 5\%$, $q = 0,5$), где использовалось точное значение $L_{\min}$, рассчитанное на основе (9), рекомендуемый интервал сбора данных $T_{I \min}$ совпал с указанным в [1] значением с высокой точностью;
- 2) в двух других случаях, где использовалось округленное значение $L_{\min}$, рекомендуемая продолжительность демонстрирует «запас» в 5% выборок при $q = 1,5$ и в 1% выборок при $q = 2,5$. Таким образом, и использование округленных значений для расчета минимально необходимой продолжительности сбора данных $T_{I \min}$ оказывается вполне допустимым.

Рекомендации по обеспечению достоверности измерений занятости

Запишем немного иначе выражение для расчета величины $T_{I \min}$, определяющей продолжительность (в секундах) времени сбора данных, достаточную для обеспечения точности и надёжности измерений занятости. С учетом (9), выражение (10) можно преобразовать к виду

$$T_{I \min} = E[V] \cdot (N_{O \text{ ind}} / m_0) \cdot T_{\text{coef}}(q), \quad (11)$$

где $E[V]$ – средняя продолжительность передач в радиоканале в секундах; $N_{O \text{ ind}}$ – необходимое число независимых выборок, регистрируемых как «занятые» на минимально необходимом интервале сбора сведений $T_{I \min}$; m_0 – ожидаемая (согласно априорной информации) занятость радиоканала и используется поправочный коэффициент

$$T_{\text{coef}}(q) = (1 + e^{-1/q}) / (1 - e^{-1/q}) / q,$$

где q – средняя продолжительность передачи, выраженная в интервалах T_R .

Отметим, что степень взаимной зависимости выборок определяется именно показателем q . В соотношении (11) сомножитель $N_{O \text{ ind}}$ определяется требованиями к точности и надёжности оценки, элементы $E[V]$ и m_0 – это константы, характеризующие канал, и лишь коэффициент $T_{\text{coef}}(q)$ отражает влияние зависи-

мости выборок на процедуру измерения занятости. График зависимости $T_{\text{coef}}(q)$ представлен на рис. 7; видно, что по мере роста q значения коэффициента плавно понижаются, приближаясь к константе «2». Это означает, что:

а) формулировка последнего абзаца текста п. 2.2 «Зависимые выборки» из приложения 2 к Рекомендации МСЭ SM.1880-2 [6] представляется довольно упрощенной, т.к. утверждение «...Можно видеть, что количество требуемых зависимых выборок примерно в три раза выше, чем при независимой выборке» для неподготовленного читателя эквивалентно утверждению, что сбор данных для надёжного оценивания занятости по зависимым выборкам потребует в 3 раза больше времени. Однако при контроле конкретного радиоканала перейти от независимых выборок к зависимым можно только за счет уменьшения T_R ; и рис. 7 показывает, что рост $N_{O \text{ dep}}$ и требуемого числа зависимых выборок оказывает на $T_{I \text{ min}}$ меньшее влияние, чем уменьшение T_R . Соответственно, процитированную формулировку из [6] было бы полезно уточнить. Например: «...В радиоканалах, где действуют протяженные передачи с длительностью сопоставимой или превышающей интервал между выборками, требуемое количество зависимых выборок может в три и более раз превышать требуемое количество независимых выборок для каналов с передачами малой длительности. Если же зависимость выборок порождается уменьшением интервала времени между выборками, то необходимое для надёжного оценивания занятости количество выборок также возрастает, но требуемая продолжительность сбора данных при этом сокращается.»;

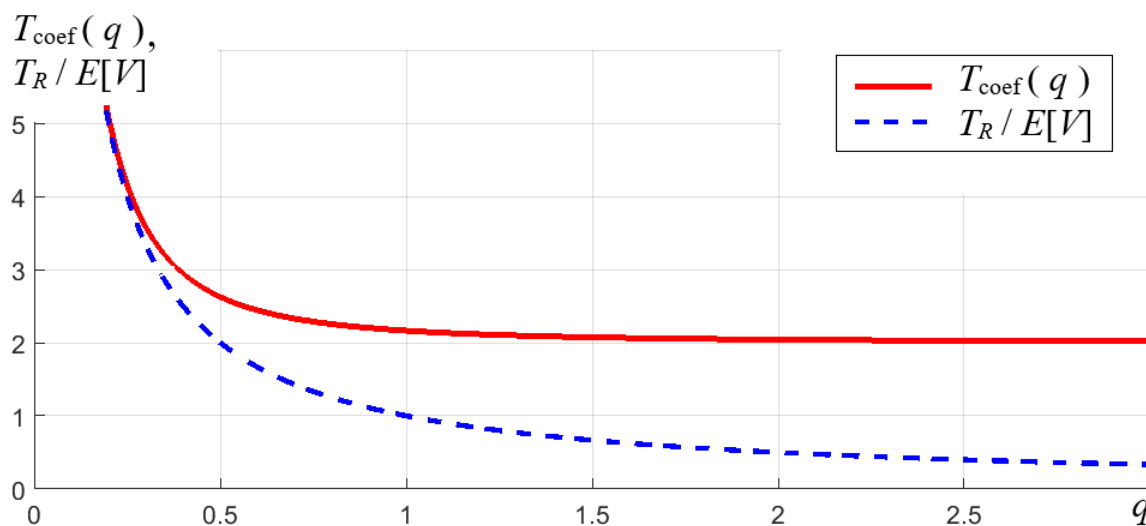


Рис. 7. Зависимость поправочного коэффициента $T_{\text{coef}}(q)$ от соотношения q между средней продолжительностью передачи и интервалом между выборками T_R

б) минимальное время сбора данных для точного и надёжного оценивания занятости формально составляет

$$T_{I \text{ min cont}} = 2 \cdot (N_{O \text{ ind}} / m_0) \cdot E[V],$$

однако достаточным для сбора данных подобный интервал является лишь при $q \rightarrow \infty$, т.е. фактически при переходе к непрерывному контролю состояния радиоканала, что является заведомо расточительным с позиции расходования ресур-

сов. Поэтому значение $T_{I \min \text{ cont}}$ можно рассматривать как стартовый ориентир при планировании измерений, а при их реальном проведении, всё же, руководствоваться более точным требованием (11).

Отметим также, что априорные сведения о занятости канала могут оказаться неточными; в подобном случае после сбора данных на интервале времени $T_{I \min 0}$, соответствующем ожидаемому значению занятости m_0 , есть риск получить оценку $\hat{m} \ll m_0$. В подобной ситуации имеется смысл рассчитать новое значение $T_{I \min}$, соответствующее занятости m , и продолжить измерение занятости в целях уточнения получаемой оценки. Аналогичный итерационный процесс измерений (стартующий с предположения, что $m_0 \approx 30...50\%$) может быть использован и в случае отсутствия априорных сведений о занятости радиоканала у оператора оборудования радиоконтроля.

Заключение

Методика измерений занятости в радиоканалах (полосах частот) существенно зависит от того, сохраняются ли статистические свойства канала неизменными вдоль оси времени (канал стационарен) или свойства канала динамично изменяются, а также от того, сколь велик интервал тестирования состояния канала по отношению к средней продолжительности передач в канале.

Если канал нестационарен, то осуществляется «локальное» оценивание занятости, как правило, на 15-минутных интервалах в соответствии с указаниями, представленными в Отчете МСЭ-R SM.2256-1 [2].

Если канал стационарен, то определение занятости направлено на оценку вероятности того, что в произвольный момент времени канал окажется в «занятом» состоянии; при этом рекомендуемая продолжительность сбора информации может оказаться существенно больше 15 минут и зависит многих факторов.

Если радиоконтрольная аппаратура обеспечивает частый контроль состояния канала (т.е. интервал между выборками меньше средней продолжительности передач в канале), то смежные выборки состояний канала оказываются зависимыми и для определения необходимой продолжительности сбора данных Рекомендация МСЭ-R SM.1880-2 предлагает руководствоваться величинами из таблицы 1 в [6]. Однако определяемое этой таблицей количество зависимых выборок обеспечивает требуемые точность и надежность оценивания только при условии, что средняя продолжительность передач в канале превышает интервал между выборками (период контроля состояния радиоканала) ровно в 1,5 раза. При ином темпе сбора данных (или иной средней продолжительности передач) обеспечение при оценивании занятости относительной точности 10% при уровне достоверности 95% правилами из [6] реально не гарантируется.

Предложенные в настоящей работе расчетные соотношения позволяют определять минимально необходимую продолжительность сбора данных для произвольных сочетаний средней продолжительности передач в канале и интервала между выборками. Показано, что если зависимость выборок при измерениях занятости порождается уменьшением этого интервала, то количество выборок, требуемое для надёжного оценивания занятости, возрастает, но минимально

необходимая продолжительность сбора данных при этом сокращается. Получаемые на основе расчетных соотношений продолжительности сбора данных совпадают с результатами классической работы [1].

Результаты данного исследования могут составить предмет предложений от Российской Федерации по дальнейшему совершенствованию Рекомендации МСЭ-R SM.1880.

Литература

1. Spaulding A. D., Hagn G. H. On the definition and estimation of Spectrum Occupancy. *IEEE Trans. On EMC*. 1977. Vol. EMC-19. № 3. P. 269–280.
2. Отчет МСЭ-R SM.2256-1. Измерения и оценка занятости спектра. – Женева, 2016. – URL: <https://www.itu.int/pub/R-REP-SM.2256-1-2016> (дата обращения: 15.11.2023).
3. Kozmin V. A., Tokarev A. B. A method of estimating the occupancy of the frequency spectrum of an automated radio-control server. *Measurement Techniques*. 2009. Vol. 52. No. 12. P. 1336–1343. – URL: <https://link.springer.com/article/10.1007/s11018-010-9442-9> (дата обращения 15.11.2023).
4. Токарев А. Б. Требования к быстродействию аппаратуры измерения занятости радиочастотного спектра в каналах с импульсными сигналами // *Радиотехника*. 2012. № 2. С. 45–48.
5. Козьмин В. А., Павлюк А. П., Токарев А. Б. Требования к точности оценивания занятости радиочастотного спектра // *Электросвязь*. 2014. № 6. С. 47–50.
6. Recommendation ITU-R SM.1880-2 Spectrum occupancy measurements and evaluation. Geneva. 2017. – URL: <https://www.itu.int/rec/R-REC-SM.1880-2-201709-I/en> (дата обращения 15.11.2023).

References

1. Spaulding A. D., Hagn G. H. On the definition and estimation of Spectrum Occupancy. *IEEE Trans. On EMC*, 1977, Vol. EMC-19, no. 3, pp. 269-280.
2. Report ITU-R SM.2256-1 Spectrum occupancy measurements and evaluation. – Geneva, 2018. Available at: <https://www.itu.int/pub/R-REP-SM.2256-1-2016> (accessed 15 November 2023).
3. Kozmin V. A., Tokarev A. B. A method of estimating the occupancy of the frequency spectrum of an automated radio-control server. *Measurement Techniques*, 2009, Vol. 52, no. 12. pp. 1336-1343. Available at: <https://link.springer.com/article/10.1007/s11018-010-9442-9> (accessed 15 November 2023).
4. Tokarev A. B. Trebovanija k bystrodejstviju apparatury izmerenija zanjatosti radiochastotnogo spektra v kanalah s impul'snymi signalami [Requirements for the performance of equipment for measuring the occupancy of the radio frequency

spectrum in channels with pulse signals]. *Journal Radioengineering*, 2012, no 2, pp. 45-48 (in Russian).

5. Kozmin V. A., Pavlyuk A. P., Tokarev A. B. Trebovaniya k tochnosti ocenivaniya zanjatosti radiochastotnogo spektra [Requirements to a radio-frequency spectrum occupancy evaluation]. *Electrosvyaz*, 2014, no. 6, pp. 47-50 (in Russian).

6. *Recommendation ITU-R SM.1880-2 Spectrum occupancy measurements and evaluation*. Geneva, 2017. Available at: <https://www.itu.int/rec/R-REC-SM.1880-2-201709-I/en> (accessed 15 November 2023).

Статья поступила 23 ноября 2023 г.

Информация об авторах

Токарев Антон Борисович – доктор технических наук, доцент. Старший научный сотрудник НИС. АО «ИРКОС». Профессор кафедры радиотехники. Воронежский государственный технический университет. Область научных интересов: широкополосный радиоконтроль, алгоритмы цифровой обработки сигналов. E-mail: TokarevAB@ircos.vrn.ru

Козьмин Владимир Алексеевич – кандидат технических наук, доцент. Директор по научной работе. АО «ИРКОС». Область научных интересов: радиоконтроль, цифровая обработка сигналов. E-mail: kozminVA@ircos.ru

Павлюк Александр Павлович – кандидат технических наук, старший научный сотрудник. Консультант. АО «ИРКОС». Область научных интересов: управление использованием радиочастотного спектра, радиоконтроль. E-mail: pavlyukar@mail.ru

Полев Виктор Юрьевич – соискатель ученой степени кандидата технических наук. Аспирант кафедры радиотехники. Воронежский государственный технический университет. Конструктор. АО «Концерн «Созвездие». Область научных интересов: широкополосный радиоконтроль, алгоритмы цифровой обработки сигналов. E-mail: victor.polev@mail.ru

Адрес: 129626, Россия, Москва, ул. Звездный бульвар, д. 21

Duration of data collection when measuring occupancy of stationary radio channels

A. B. Tokarev, V. A. Kozmin, A. P. Pavlyuk, V. Yu. Polev

Purpose. Effective management of any resource is based on high-precision control of the use of this resource. In relation to radio spectrum management, this implies, in particular, the ability to accurately and reliably measure the occupancy of radio channels and frequency bands. The standardization of relevant measurements is regulated at the international level by documentation of the Radiocommunication Sector of the International Telecommunication Union (ITU-R). However, the analysis of this documentation shows that both in the current version of Recommendation ITU-R SM.1880-2 "Spectrum occupancy measurement and evaluation" and in the ITU Handbook on Spectrum Monitoring, the proposed solutions do not provide answers to some questions that arise when organizing occupancy measurements. The purpose of the present

paper is to clarify the differences between occupancy measurement modes, which in regulatory documents are traditionally called measurements based on "independent samples" and "dependent samples", as well as to search for calculation relationships that allow, under different conditions, to reasonably determine the duration of data collection sufficient to ensure accurate and reliable measurement of occupancy. **Methods.** The development of recommendations for determining a sufficient duration of data collection is based on classical methods of statistical analysis, and in relation to occupancy measurements based on "dependent samples" on the representation of a sequence of sample values by a first-order Markov chain. **Novelty.** The novelty elements of the presented solution are the study of the dependence of the required number of samples accumulated for a reliable assessment of occupancy on the relationship between the mean value of transmission duration in the analyzed radio channel and the interval for testing the state of this channel by radio monitoring equipment. **Results.** The developed calculation relationships make it possible to determine the required duration of data collection for almost any combination of transmission durations in the analyzed channel and channel state testing intervals. The correctness of the calculation relationships is confirmed by the coincidence of the values obtained by them with the required number of data samples in the classic work of Spaulding A.D. & Hagn G.H. "On the definition and estimation of Spectrum Occupancy" (1977). The revealed derivations are supposed to be used as an addition to the current versions of Recommendation ITU-R SM.1880-2 and the ITU Handbook on Spectrum Monitoring. **Practical relevance.** Obtained derivations eliminate a number of contradictions that arise when measuring occupancy based on existing ITU regulatory and methodological documents and the proposed calculation relationships allow controlling the procedure for measuring the occupancy of radio channels, taking into account the speed obtained by radio monitoring equipment.

Key words: spectrum occupancy, occupancy evaluation, data collection, dependent samples, integration time.

Information about Authors

Anton Borisovich Tokarev – Advanced Doctor of Engineering Sciences, docent. Senior Researcher at the Research sector. JSC «IRCOS». Professor of the Department of Radio Engineering. Voronezh State Technical University. Field of research: wideband radiomonitoring, digital signal processing algorithms. E-mail: TokarevAB@ircoc.vrn.ru

Vladimir Alekseevich Kozmin – Ph.D. of Engineering Sciences, docent. Director for scientific works. JSC «IRCOS». Field of research: radio monitoring, digital signal processing. E-mail: kozminVA@ircos.ru

Pavlyuk Alexander Pavlovitch – Ph.D. of Engineering Sciences, Senior Scientific Researcher. Consultant. JSC «IRCOS». Field of research: spectrum management, radio monitoring. E-mail: pavlyukap@mail.ru

Viktor Yurievich Polev – Doctoral Student. The postgraduate student of the Department of Radio Engineering. Voronezh State Technical University. Designer. . Joint Stock Company "Constellation "Sozvezdie". Field of research: wideband radiomonitoring, digital signal processing algorithms. E-mail: victor.polev@mail.ru

Address: Russia, 129626, Moscow, Zvozdnyy Bulvar str. 21.